

Record Number:

Author, Monographic: Guertin, K./Villeneuve, J. P.

Author Role:

Title, Monographic: La géostatistique appliquée à l'estimation des dépôts et concentrations en ions polluants reliés au phénomène des précipitations acides. Méthodologie d'évaluation et exemples d'application

Translated Title:

Reprint Status:

Edition:

Author, Subsidiary:

Author Role:

Place of Publication: Québec

Publisher Name: INRS-Eau

Date of Publication: 1990

Original Publication Date: Mars 1990

Volume Identification:

Extent of Work: xiv, 143

Packaging Method: pages incluant 2 annexes

Series Editor:

Series Editor Role:

Series Title: INRS-Eau, Rapport de recherche

Series Volume ID: 283

Location/URL:

ISBN: 2-89146-280-7

Notes: Rapport annuel 1989-1990

Abstract: 25.00\$

Call Number: R000283

Keywords: rapport/ ok/ dl

LA GEOSTATISTIQUE APPLIQUEE A
L'ESTIMATION DES DEPOTS ET
CONCENTRATIONS EN IONS POLLUANTS
RELIES AU PHENOMENE DES PRECIPITATIONS
ACIDES

Méthodologie d'évaluation et exemples
d'application

par

Kateri Guertin
Jean-Pierre Villeneuve

Rapport scientifique n^o 283

Institut national de la recherche scientifique
INRS-Eau
C.P. 7500
SAINTE-FOY, (Québec)
CANADA

Mars 1990

**LA GEOSTATISTIQUE APPLIQUEE A L'ESTIMATION DES DEPOTS ET
CONCENTRATIONS EN IONS POLLUANTS RELIES AU PHENOMENE DES
PRECIPITATIONS ACIDES**

METHODOLOGIE D'EVALUATION ET EXEMPLES D'APPLICATION

par

Kateri Guertin
Jean-Pierre Villeneuve

RAPPORT SCIENTIFIQUE No 283

Institut National de la Recherche Scientifique
INRS-Eau
BP 7500 Sainte-Foy, Québec, Canada

Mars 1990

Table des matières

Page

Table des matières	i
Table des matières - ANNEXE A	iv
Table des matières - ANNEXE B	v
Liste des figures	vi
Liste des tableaux	xiii
1. INTRODUCTION	1
2. SITUATION DE BASE	3
3. SEQUENCE D'ETAPES PRELIMINAIRES	5
3.1 AFFICHAGE DES STATIONS DES RESEAUX DE QUALITE ET DE QUANTITE.....	6
3.2 DELIMITATION D'UNE ZONE ACTIVE COMMUNE	6
3.3 CHOIX D'UNE GRILLE D'ESTIMATION COMMUNE	11
3.4 STATISTIQUES PONDEREES DES DONNEES ACTIVES	11
3.5 HISTOGRAMMES DES DONNEES ACTIVES	17
3.6 REJET DE DONNEES ACTIVES	17
3.7 CORRELATION ENTRE DEPOTS, PRECIPITATIONS ET CONCENTRATIONS.....	21
3.8 ISOCONTOURS DES DONNEES ACTIVES	22
3.9 VERIFICATION DU CARACTERE ADDITIF DE LA VARIABLE CONCENTRATION	22
4. SEQUENCE D'ESTIMATION DES DEPOTS ACIDES	28
4.1 ESTIMATION PAR COKRIGEAGE A L'AIDE DES HAUTEURS DE PRECIPITATION CONCOMITANTES	28
4.2 ESTIMATION PAR REGROUPEMENT TEMPOREL	33

4.3	ANALYSE STRUCTURALE	36
4.4	KRIGEAGE ORDINAIRE	42
4.5	AFFICHAGE DES DEPOTS ESTIMES	46
4.5.1	GRILLE DES VALEURS ESTIMEES ET DES ECARTS-TYPES D'ESTIMATION	46
4.5.2	ISOCONTOURS DES VALEURS ESTIMEES ET DES ECARTS-TYPES D'ESTIMATION (Surfer)	46
5.	SEQUENCE D'ESTIMATION DES HAUTEURS DE PRECIPITATION	51
5.1	EFFET PROPORTIONNEL ET ANALYSE STRUCTURALE PAR CORRELOGRAMME	51
5.1.1	EFFET PROPORTIONNEL ENTRE VARIANCES ET MOYENNES LOCALES	52
5.1.2	ANALYSE STRUCTURALE PAR CORRELOGRAMME	52
5.1.2.1	DEFINTION	53
5.1.2.2	UTILISATION DU 1-CORRELOGRAMME	54
5.2	ANALYSE STRUCTURALE DES DONNEES ACTIVES DE PRECIPITATION	56
5.3	ESTIMATION DES HAUTEURS DE PRECIPITATION PAR KRIGEAGE ORDINAIRE	58
5.4	AFFICHAGE DES HAUTEURS DE PRECIPITATION ESTIMEES	59
5.4.1	GRILLE DES VALEURS ESTIMEES ET DES ECARTS-TYPES D'ESTIMATION	59
5.4.2	ISOCONTOURS DES VALEURS ESTIMEES ET DES ECARTS-TYPES D'ESTIMATION (Surfer)	60
6.	SEQUENCE D'ESTIMATION DES CONCENTRATIONS ACIDES	65
6.1	ESTIMATION PAR KRIGEAGE ORDINAIRE	66
6.2	ESTIMATION PAR QUOTIENT	66
6.3	AFFICHAGE DES CONCENTRATIONS ESTIMEES	67
6.3.1	GRILLE DES VALEURS ESTIMEES ET DES ECARTS-TYPES D'ESTIMATION	67
6.3.2	ISOCONTOURS DES VALEURS ESTIMEES ET DES ECARTS-TYPES D'ESTIMATION	68
7.	REGROUPEMENT DES RESULTATS D'ESTIMATION BASES SUR PLUSIEURS PERIODES DE TEMPS CONSECUTIVES	73

7.1	ESTIMATION DES DEPOTS ANNUELS	73
7.2	VARIANCE D'ESTIMATION DES DEPOTS ANNUELS	74
7.3	EXEMPLE D'APPLICATION	74
8.	IDENTIFICATION DES DIFFERENCES ET CHANGEMENTS TEMPORELS SIGNIFICATIFS	80
8.1	DIFFERENCES	80
8.2	CHANGEMENTS SIGNIFICATIFS	80
8.3	EXEMPLE D'APPLICATION	81
9.	EVALUATION DE LA PROBABILITE DE DEPASSEMENT DE VALEURS CRITIQUES	85
9.1	KRIGEAGE DE L'INDICATEUR	85
9.2	NIVEAU SAISONNIER	86
9.3	NIVEAU ANNUEL	86
9.3.1	NOTION D'INFORMATION SUBJECTIVE	90
9.3.2	TRAITEMENT STATISTIQUE DE L'INFORMATION SUBJECTIVE	91
9.3.3	CODAGE DES VALEURS INDICATRICES ADDITIONNELLES	92
9.3.4	EXEMPLE D'APPLICATION	93
9.4	ZONE CRITIQUE	104
9.5	CHANGEMENTS TEMPORELS	104
9.6	PROBABILITE D'UNE MAUVAISE DECISION	109
10.	CONCLUSION	112
11.	REFERENCES	113

Table des matières - ANNEXE A

	Page
ANNEXE A: ANALYSE STRUCTURALE DE VARIABILITE	A.2
A-1 DEFINITION DU SEMI-VARIOGRAMME EXPERIMENTAL	A.2
A-1.1 SEMI-VARIOGRAMME STANDARDISE	A.4
A-1.2 SEMI-VARIOGRAMME DE L'INDICATRICE	A.4
A-2 MODELISATION DES SEMI-VARIOGRAMMES EXPERIMENTAUX ..	A.5
A-2.1 PARAMETRES DU MODELE	A.5
A-2.2 ISOTROPIE	A.6
A-2.3 ANISOTROPIE	A.6
A-2.4 STRUCTURES EN GIGOGNES	A.7
A-2.5 STRUCTURES DEFINIES POSITIVES	A.7
A-2.6 AJUSTEMENT DU MODELE	A.8

Table des matières - ANNEXE B

Page

ANNEXE B: LE CHOIX DES VARIABLES DE TRAVAIL DANS L'ESTIMATION DES CONCENTRATIONS	B.2
---	------------

Liste des figures

	Page
FIGURE 1 Organigramme de la séquence d'étapes préliminaires	5
FIGURE 2 Réseau de qualité comprenant 38 stations échantillonnées - Printemps 1985	7
FIGURE 3 Réseau de quantité comprenant 348 stations échantillonnées - Printemps 1985	8
FIGURE 4 Zone active comprenant 35 stations de qualité - Printemps 1985	9
FIGURE 5 Zone active comprenant 307 stations de quantité - Printemps 1985	10
FIGURE 6 Grille d'estimation incluant 35 stations actives de qualité - Printemps 1985	12
FIGURE 7 Grille d'estimation incluant 307 stations actives de quantité - Printemps 1985	13
FIGURE 8 Histogramme des 35 données actives de dépôts en ions sulfates - Printemps 1985	18
FIGURE 9 Histogramme des 307 hauteurs de précipitations actives - Printemps 1985	19
FIGURE 10 Histogramme des 35 données actives de concentrations en ions sulfates - Printemps 1985	20
FIGURE 11 Isocontours des 35 données actives de dépôts en ions sulfates - Printemps 1985	23
FIGURE 12 Isocontours des 307 hauteurs de précipitations actives - Printemps 1985	24

FIGURE 13	Isocontours des 35 données actives de concentrations en ions sulfates - Printemps 1985	25
FIGURE 14	Organigramme de la séquence d'estimation des dépôts	28
FIGURE 15	Semi-variogrammes directionnels des 307 hauteurs de précipitation actives - Printemps 1985	31
FIGURE 16	Semi-variogrammes omnidirectionnels des ensembles limité (35) et complet (307) de hauteurs de précipitation actives - Printemps 1985	32
FIGURE 17	Isocontours des 34 données actives de dépôts en ions sulfates - Hiver 1983	37
FIGURE 18	Isocontours des 34 données actives de dépôts en ions sulfates - Hiver 1984	38
FIGURE 19	Semi-variogrammes directionnels réduits moyens représentant les dépôts actifs des hivers 1983 et 1984	39
FIGURE 20	Semi-variogrammes omnidirectionnels réduits des dépôts actifs des hivers 1983 et 1984	40
FIGURE 21	Semi-variogramme omnidirectionnel réduit moyen représentant les dépôts actifs des hivers 1983 et 1984	41
FIGURE 22	Semi-variogramme omnidirectionnel des 35 dépôts actifs en ions sulfates - Printemps 1985	43
FIGURE 23	Grille des dépôts en ions sulfates krigés (kg/h/saison) - Printemps 1985	47
FIGURE 24	Grille des écarts-types d'estimation des dépôts en ions sulfates (kg/h/saison) - Printemps 1985	48
FIGURE 25	Isocontours des dépôts en ions sulfates krigés (kg/h/saison) - Printemps 1985	49
FIGURE 26	Isocontours des écarts-types d'estimation des dépôts en ions sulfates (kg/h/saison) - Printemps 1985	50

FIGURE 27	Organigramme de la séquence d'estimation des hauteurs de précipitation	51
FIGURE 28	Relation entre le carré des moyennes locales et les variances locales des hauteurs de précipitation et nombre de données par cellule - Printemps 1985	55
FIGURE 29	Semi-variogrammes directionnels des 307 hauteurs de précipitation actives et modèle d'anisotropie zonale ajusté aux valeurs expérimentales - Printemps 1985	57
FIGURE 30	Grille des hauteurs de précipitation krigées (mm) - Printemps 1985	61
FIGURE 31	Grille des écarts-types d'estimation des hauteurs de précipitation (mm) - Printemps 1985	62
FIGURE 32	Isocontours des hauteurs de précipitation krigées (mm) - Printemps 1985	63
FIGURE 33	Isocontours des écarts-types d'estimation des hauteurs de précipitation (mm) - Printemps 1985	64
FIGURE 34	Organigramme de la séquence d'estimation des concentrations	65
FIGURE 35	Grille des concentrations en ions sulfates estimées par quotient ($\mu\text{eq/l}$) - Printemps 1985	69
FIGURE 36	Grille des écarts-types d'estimation des concentrations en ions sulfates ($\mu\text{eq/l}$) - Printemps 1985	70
FIGURE 37	Isocontours des concentrations en ions sulfates estimées par quotient ($\mu\text{eq/l}$) - Printemps 1985	71
FIGURE 38	Isocontours des écarts-types d'estimation des concentrations en ions sulfates ($\mu\text{eq/l}$) - Printemps 1985	72
FIGURE 39	Grille des dépôts annuels en ions sulfates (kg/h/an) estimés par regroupement des résultats saisonniers- 1984	76

FIGURE 40	Grille des dépôts annuels en ions sulfates (kg/h/an) estimés par krigeage des 19 mesures annuelles - 1984	77
FIGURE 41	Grille des écarts-types d'estimation des dépôts annuels en ions sulfates (kg/h/an) obtenus par regroupement des résultats saisonniers - 1984	78
FIGURE 42	Grille des écarts-types d'estimation des dépôts annuels en ions sulfates (kg/h/an) obtenus par krigeage des 19 mesures annuelles - 1984	79
FIGURE 43	Grille des différences entre les dépôts en ions sulfates estimés pour les printemps 1984 et 1985 (kg/h/saison)	83
FIGURE 44	Grille des changements significatifs (à 95%) entre les dépôts en ions sulfates estimés pour les printemps 1984 et 1985	84
FIGURE 45	Ensemble des valeurs indicatrices correspondant aux dépôts saisonniers en ions sulfates pour une valeur-seuil de 5 kg/h/saison - Printemps 1985	87
FIGURE 46	Semi-variogramme omnidirectionnel des valeurs indicatrices des dépôts en ions sulfates pour une valeur-seuil de 5 kg/h/saison et modèle isotrope sphérique ajusté aux valeurs expérimentales - Printemps 1985	88
FIGURE 47	Grille des probabilités de dépasser 5 kg/h/saison pour les dépôts en ions sulfate - Printemps 1985	89
FIGURE 48	Emplacement des 19 dépôts annuels originaux (+) et des 24 dépôts ponctuels (•) en ions sulfates estimés par regroupement - 1984	95
FIGURE 49	Ensemble des 24 valeurs indicatrices annuelles subjectives établies selon une hypothèse de normalité pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année - 1984	96
FIGURE 50	Ensemble des 24 valeurs indicatrices annuelles subjectives établies selon une hypothèse de permanence de distribution pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année - 1984	97

FIGURE 51	Semi-variogramme omnidirectionnel des 43 valeurs indicatrices annuelles objectives et subjectives (selon une hypothèse de distribution normale) pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année, et modèle isotrope sphérique ajusté - 1984	98
FIGURE 52	Semi-variogramme omnidirectionnel des 43 valeurs indicatrices annuelles objectives et subjectives (selon une hypothèse de permanence de distribution) pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année, et modèle isotrope sphérique ajusté - 1984	99
FIGURE 53	Grille des probabilités de dépasser 20 kg/h/année krigées à partir des valeurs indicatrices objectives et subjectives (selon une hypothèse de distribution normale) - 1984	100
FIGURE 54	Grille des probabilités de dépasser 20 kg/h/année krigées à partir des valeurs indicatrices objectives et subjectives (selon une hypothèse de permanence de distribution) - 1984	101
FIGURE 55	Semi-variogramme omnidirectionnel des 19 valeurs indicatrices annuelles objectives pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année) - 1984	102
FIGURE 56	Grille des probabilités de dépasser 20 kg/h/année krigées à partir de 19 valeurs indicatrices objectives - 1984	103
FIGURE 57	Grille des probabilités krigées de dépasser 5 kg/h/saison de dépôts en ions sulfates et zones critiques (ombragées) où la probabilité excède 75% - Printemps 1984.	105
FIGURE 58	Grille des probabilités krigées de dépasser 5 kg/h/saison de dépôts en ions sulfates et zones critiques (ombragées) où la probabilité excède 75% - Printemps 1985	106
FIGURE 59	Grille des changements temporels entre les probabilités krigées de dépasser 5 kg/h/saison de dépôts en ions sulfates pour les printemps 1984 et 1985	107
FIGURE 60	Grille des changements temporels significatifs de plus de 25% (zones ombragées) entre les probabilités krigées de dépasser 5 kg/h/saison de dépôts en ions sulfates pour les printemps 1984 et 1985	108

FIGURE 61 Grille des zones déclarées dangereuses "D" (excédant 5 kg/h/saison) et des probabilités α d'une mauvaise décision (fausses zones dangereuses); zones ombragées pour $\alpha > .50$ - Printemps 1985 110

FIGURE 62 Grille des zones déclarées saines "S" (n'excédant pas 5 kg/h/saison) et des probabilités β d'une mauvaise décision (fausses zones saines), zone ombragée pour $\beta > .50$ - Printemps 1985 111

ANNEXE A

FIGURE A-1 Paramètres d'un modèle mathématique à palier ajusté aux valeurs expérimentales d'une fonction structuraleA.10

FIGURE A-2 Exemple d'un phénomène dont la structure de variabilité est isotropiqueA.11

FIGURE A-3 Exemple d'un phénomène dont la structure de variabilité directionnelle montre une anisotropie géométrique ($a_0/a_{90} = 2.0$)A.12

FIGURE A-4 Exemple d'un phénomène dont la structure de variabilité directionnelle montre une anisotropie zonale (à 100 degrés)A.13

FIGURE A-5 Exemple d'un modèle à effet de pépité pur: $C_0 = 6.0$ A.14

FIGURE A-6 Exemple d'un modèle sphérique: $C_0 = 1.5$; $C = 6.5$; $a = 260$ A.15

FIGURE A-7 Exemple d'un modèle exponentiel: $C_0 = 1.25$; $C = 6.75$; $a = 100$ A.16

FIGURE A-8 Exemple d'un modèle à puissance: $C_0 = 3.0$; $C = 0.02$; $a = 1$ A.17

FIGURE A-9 Exemple d'un modèle à effet de trou (sinus): $C_0 = 3.0$; $C = 4.0$; $a = 0.02$ A.18

ANNEXE B

FIGURE B-1 Semi-variogramme omnidirectionnel des 35 données actives de concentrations en ions sulfates et modèle isotropique ajusté aux valeurs expérimentales- Printemps 1985B.5

FIGURE B-2	Diagramme de dispersion des valeurs de concentrations en ions sulfates estimées par quotient et par krigeage - Printemps 1985B.5
FIGURE B-3	Grille des concentrations en ions sulfates krigées - Printemps 1985 ..B.6
FIGURE B-4	Grille des concentrations en ions sulfates estimées par quotient - Printemps 1985B.6
FIGURE B-5	Isocontours des concentrations en ions sulfates krigées - Printemps 1985B.7
FIGURE B-6	Isocontours des concentrations en ions sulfates estimées par quotient - Printemps 1985B.7
FIGURE B-7	Isocontours des 35 données actives de concentrations en ions sulfates - Printemps 1985B.8
FIGURE B-8	Diagramme de dispersion des écarts-types d'estimation associés aux concentrations en ions sulfates estimées par quotient et par krigeage - Printemps 1985B.8
FIGURE B-9	Isocontours des écarts-types d'estimation associés aux concentrations en ions sulfates obtenues par krigeage - Printemps 1985B.9
FIGURE B-10	Isocontours des écarts-types d'estimation associés aux concentrations en ions sulfates obtenues par quotient - Printemps 1985B.9

LISTE DES TABLEAUX

	Page
TABLEAU 1	Statistiques des données actives de dépôts en ions sulfates pour 12 saisons consécutives 14
TABLEAU 2	Statistiques des hauteurs de précipitation actives pour 12 saisons consécutives 15
TABLEAU 3	Statistiques des données actives de concentrations en ions sulfates pour 12 saisons consécutives 16
TABLEAU 4	Coefficients de corrélation entre les données actives de dépôts, hauteurs de précipitation et concentrations en ions sulfates pour 12 saisons consécutives 21
TABLEAU 5	Vérification du caractère additif des concentrations en ions sulfates - Printemps 1985 27
TABLEAU 6	Statistiques des ensembles limité et complet des hauteurs de précipitation - Printemps 1985 33
TABLEAU 7	Statistiques des résultats d'estimation par krigeage des dépôts en ions sulfates - printemps 1985 45
TABLEAU 8	Statistiques des résultats d'estimation par krigeage des hauteurs de précipitation - Printemps 1985 59
TABLEAU 9	Statistiques des résultats d'estimation par quotient des concentrations en ions sulfates - Printemps 1985 67
TABLEAU 10	Statistiques des résultats d'estimation par regroupement et par krigeage des dépôts annuels en ions sulfate - 1984 75
TABLEAU 11	Normes (en valeurs absolues) et niveaux de confiance associés étant donné une distribution de probabilité normale (0,1) 82

TABLEAU 12	Comparaison des probabilités annuelles de dépassement de 20 kg/h/année de dépôts en ions sulfates estimées à partir d'ensembles de données objectives et de données objectives et subjectives - 1984	94
-------------------	---	-----------

ANNEXE B

TABLEAU B-1	Comparaison des résultats d'estimation par quotient et par krigeage des concentrations en ions sulfates - Printemps 1985	B.2
--------------------	---	------------

1 INTRODUCTION

L'estimation géostatistique de la répartition spatio-temporelle des dépôts et concentrations en ions polluants associés au phénomène des précipitations acides a récemment fait l'objet de plusieurs études (entre autres, Guertin et al., 1988; Seilkop et Finkelstein, 1987; Bilonick, 1985, 1984 et 1983; Finkelstein, 1983). Bien que les résultats satisfaisants de ces études confirment la pertinence des techniques géostatistiques dans l'évaluation spatio-temporelle des précipitations acides, il n'en demeure pas moins essentiel de définir une méthodologie d'estimation optimale en fonction des buts spécifiques de chaque étude et de la nature des données disponibles.

En effet, le bon rendement de telles études géostatistiques n'est garanti que par l'emploi d'une méthodologie appropriée à chaque situation d'estimation. Par exemple, en ce qui a trait au problème des précipitations acides au Québec, il est le plus souvent préférable d'estimer les concentrations en faisant le quotient des dépôts estimés par les précipitations estimées plutôt que de kriger directement les concentrations (Guertin et al., 1988); il est également important de tenir compte de la densité d'information irrégulière à l'intérieur de la zone d'étude dans le calcul de paramètres statistiques.

Dans ce rapport, on propose une méthodologie d'évaluation des dépôts, hauteurs de précipitation et concentrations acides. On y décrit les différentes étapes et vérifications nécessaires à l'optimisation de l'estimation en fonction de la nature des données disponibles et des buts de l'étude en cours. Cette méthodologie d'estimation, à la fois pratique et rigoureuse, est spécifiquement adaptée à la réalité québécoise. Elle a été conçue en parallèle avec la version 1.01 du logiciel d'estimation GEOPAQ (Géostatistique des Précipitations Acides au Québec), également développé à l'INRS-Eau (Guertin et al., 1990), afin d'en maximiser le rendement. Il est en effet essentiel d'offrir une telle méthodologie aux usagers de ce logiciel qui comporte des techniques sophistiquées et qui, lorsqu'utilisé de façon inappropriée, peut produire des résultats pour le moins déroutants. Il faut toutefois souligner que la présente méthodologie ne constitue pas un "guide technique d'utilisation" de GEOPAQ et que son application n'est pas exclusive à ce logiciel.

Après avoir établi une situation de base typique de l'évaluation des phénomènes reliés aux précipitations acides au Québec, on présente une séquence d'étapes préliminaires communes à tous les ensembles de données disponibles (chapitre 3), suivie des trois séquences d'estimation des dépôts, hauteurs de précipitations et concentrations acides (chapitres 4, 5 et 6). Enfin, trois approches permettant de poursuivre l'analyse spatio-temporelle des phénomènes à l'étude sont décrites aux chapitres 7, 8 et 9; ces chapitres traitent respectivement du regroupement temporel de résultats d'estimation définis sur plusieurs périodes de temps consécutives, de l'identification de changements temporels significatifs, et de l'évaluation de la probabilité de dépassement de valeurs critiques. Des exemples appropriés illustrent les différentes étapes et les résultats de chacune des séquences et approches présentées.

Enfin, bien que cette méthodologie ne soit pas réservée aux professionnels de la géostatistique, son utilisation requiert la connaissance des concepts de base de la géostatistique linéaire. Ces concepts n'étant pas repris dans ce rapport et le lecteur intéressé peut faire référence aux ouvrages suivants: Journel et Huijbregts (1978), David (1977) et Clark (1979). On présente toutefois à l'annexe A une brève description des fonctions structurales servant à la caractérisation de la variabilité spatiale des phénomènes à l'étude et couramment utilisées en pratique.

2 SITUATION DE BASE

La méthodologie proposée est définie à partir d'une situation de base typique de la réalité québécoise, où pour chacune d'une série de plusieurs périodes de temps consécutives (mois, saisons, années), on a :

- les ensembles restreints et épars (environ 35 stations échantillonnées) de données de concentrations, hauteurs de précipitation et dépôts associés à un ou plusieurs ions polluants, ces ensembles provenant du réseau d'échantillonnage de qualité du Québec (REPQ, Jacques et Boulet, 1988);
- un ensemble plus grand (environ 350 stations échantillonnées) de hauteurs de précipitation provenant du réseau d'échantillonnage de quantité du Québec (Réseau de Météorologie).

C'est à partir de cette situation de base que sont ensuite définies les séquences d'étapes spécifiques à l'estimation des dépôts, hauteurs de précipitation et concentrations acides. Bien que l'ordre d'exécution des étapes proposées ne soit pas immuable, il demeure le plus probable et le plus approprié en pratique. On insiste, entre autres, sur la pertinence d'une première séquence d'étapes préliminaires impliquant une analyse simultanée des données de dépôts, de précipitations et de concentrations provenant des diverses périodes de temps échantillonnées. On souligne ainsi l'importance et les avantages reliés à un tel contexte d'estimation où deux réseaux d'échantillonnage distincts sont simultanément analysés sur plusieurs périodes de temps consécutives. Une telle approche permet en effet d'identifier au préalable les relations spatio-temporelles pouvant exister entre les diverses variables à l'étude et contribue ainsi à améliorer leur estimation.

Avant d'entreprendre la description de ces séquences, il est important de préciser que le critère d'optimisation de l'estimation par krigeage linéaire, tel que présenté dans ce rapport et utilisé dans le logiciel GEOPAQ, est la minimisation de la variance de l'erreur d'estimation (ou variance d'estimation); le plus souvent, on fait référence à l'écart-type d'estimation qui est la racine carrée de la variance d'estimation et qui a l'avantage d'être exprimé dans la même unité que le phénomène estimé. De plus, afin d'illustrer le plus clairement possible la méthodologie proposée, on fait référence dans le texte qui suit à une série de plusieurs saisons consécutives dont une seule est explicitement estimée.

Une telle mise en situation, qui implique à la fois la séquence d'étape préliminaires communes à toutes les saisons ainsi que les trois séquences d'estimation particulières à l'une d'entre elles, offre une description complète de la méthodologie. Elle sert également à décrire les approches additionnelles impliquant le regroupement de résultats saisonniers en résultats annuels, l'identification de changements temporels significatifs d'une saison à l'autre ainsi que l'évaluation des probabilités de dépassement de valeurs critiques saisonnières et annuelles. Enfin, chacune de ces séquences et approches est illustrée par un exemple d'application approprié.

3 SEQUENCE D'ETAPES PRELIMINAIRES

Cette séquence d'étapes préliminaires communes à toute les saisons à l'étude permet d'établir la situation de base menant à l'estimation ultérieure des phénomènes pour chacune des saisons et n'est donc exécutée qu'une fois en début d'analyse. D'autre part, lors de l'ajout de nouvelles saisons à la série, ces étapes préliminaires doivent être répétées pour chacune des nouvelles saisons. On retrouve cette séquence sous forme d'organigramme à la figure 1.

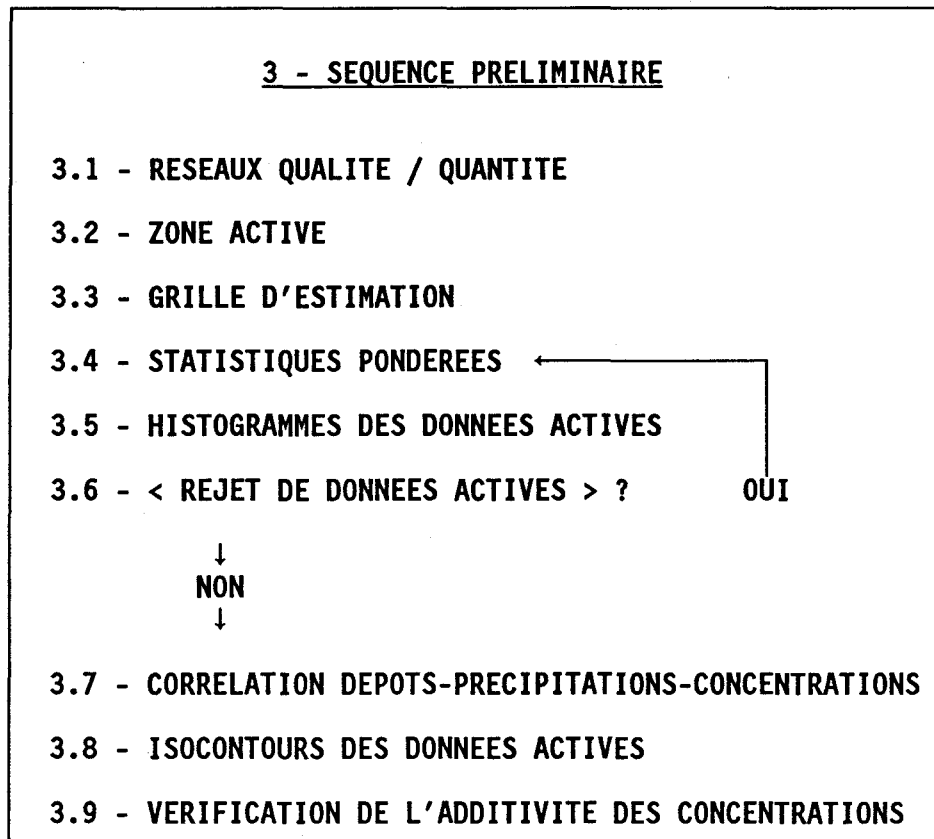


FIGURE 1 - Organigramme de la séquence d'étapes préliminaires.

On se réfère à une série de 12 saisons consécutives (de l'hiver 1983 à l'automne 1985) pour illustrer les diverses étapes de cette séquence.

3.1 AFFICHAGE DES STATIONS DES RESEAUX DE QUALITE ET DE QUANTITE

Il est important de localiser dès le départ les stations de qualité et de quantité échantillonnées au cours de chacune des saisons à l'étude afin de visualiser tous les ensembles de données disponibles. Par exemple, pour le printemps 1985, on retrouve 38 et 348 stations échantillonnées à partir des réseaux de qualité et de quantité respectivement (figures 2 et 3).

3.2 DELIMITATION D'UNE ZONE ACTIVE COMMUNE

On détermine une zone active en fonction de la localisation des stations échantillonnées, de façon à délimiter le champs commun d'estimation et ainsi éviter des résultats peu fiables dans des régions où l'information est systématiquement insuffisante. Ce choix, qui est basé sur l'ensemble des saisons à l'étude, consiste à déclarer comme étant passives les données de qualité et de quantité situées à l'extérieur de la zone active; par définition, ces données passives sont ignorées lors des analyses statistique et structurale mais réintroduites au moment de l'estimation afin de préciser les valeurs estimées en bordure de la zone active. Selon la méthodologie proposée, la zone active est définie à la fois pour les dépôts, les hauteurs de précipitations et les concentrations.

Dans le présent exemple, en se basant sur les échantillonnages des 12 saisons à l'étude, on établit les limites de la zone active entre 0 et 1000 km est-ouest et entre -150 et 475 km nord-sud (figure 4 et 5). Pour le réseau de qualité de la saison printemps 1985 (figure 4), seules 3 stations sont à l'extérieur de la zone active et donc caractérisées par des données passives; pour le réseau de quantité correspondant (figure 5), 41 stations sont représentées par des données passives.

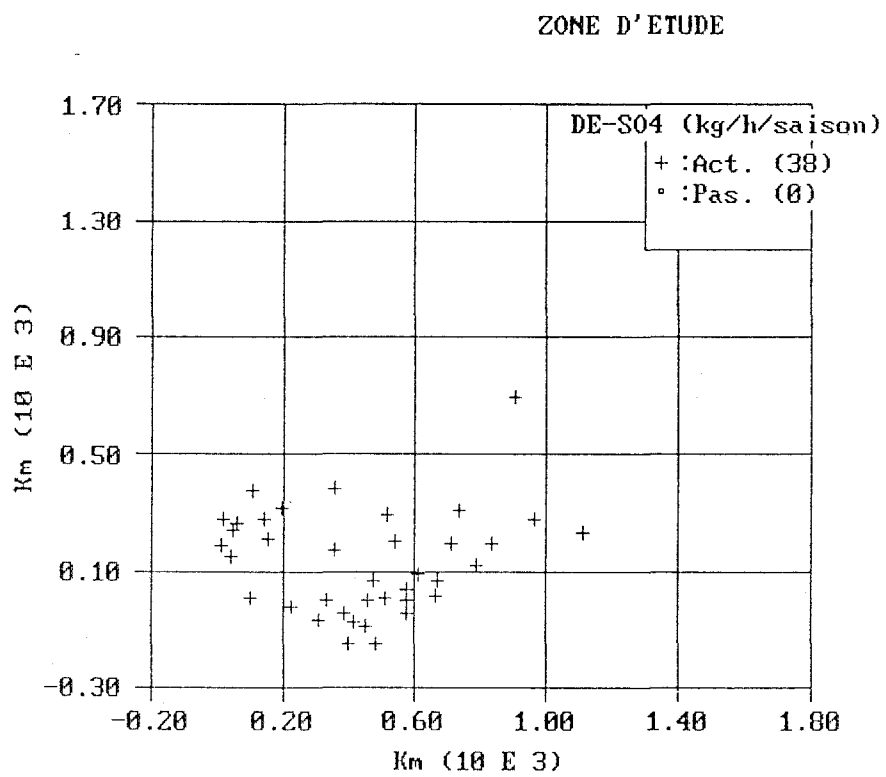


FIGURE 2 - Réseau de qualité comprenant 38 stations échantillonnées - Printemps 1985.

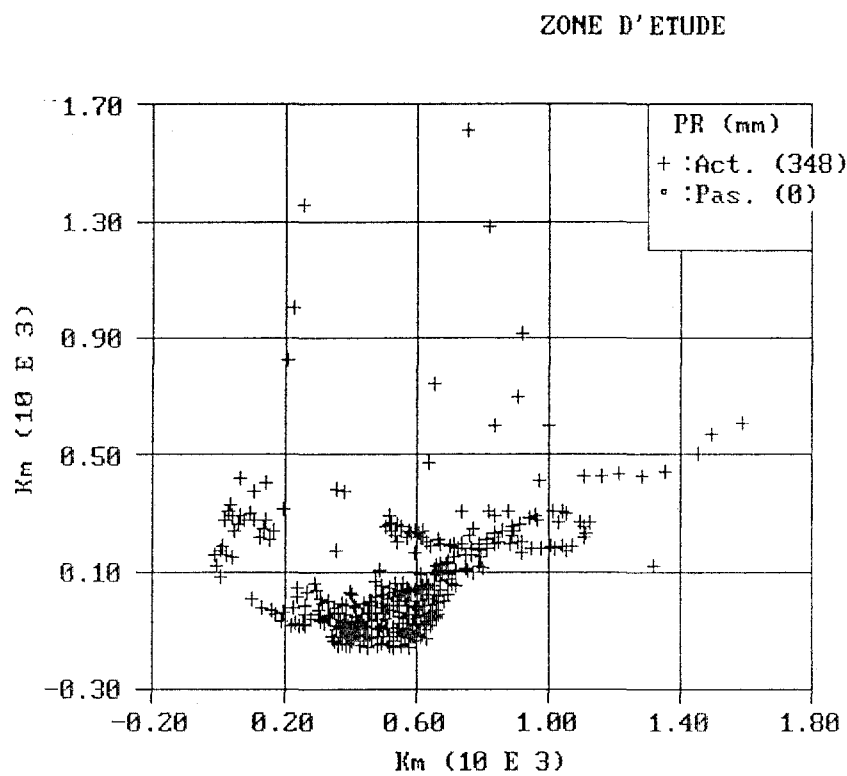


FIGURE 3 - Réseau de quantité comprenant 348 stations échantillonnées - Printemps 1985.

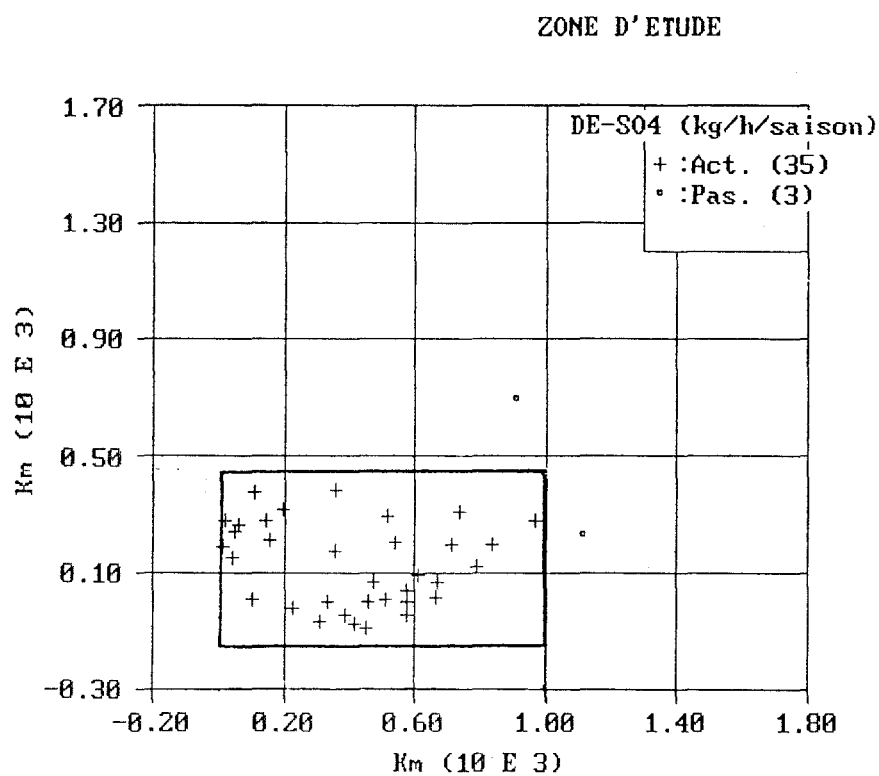


FIGURE 4 - Zone active comprenant 35 stations de qualité - Printemps 1985.

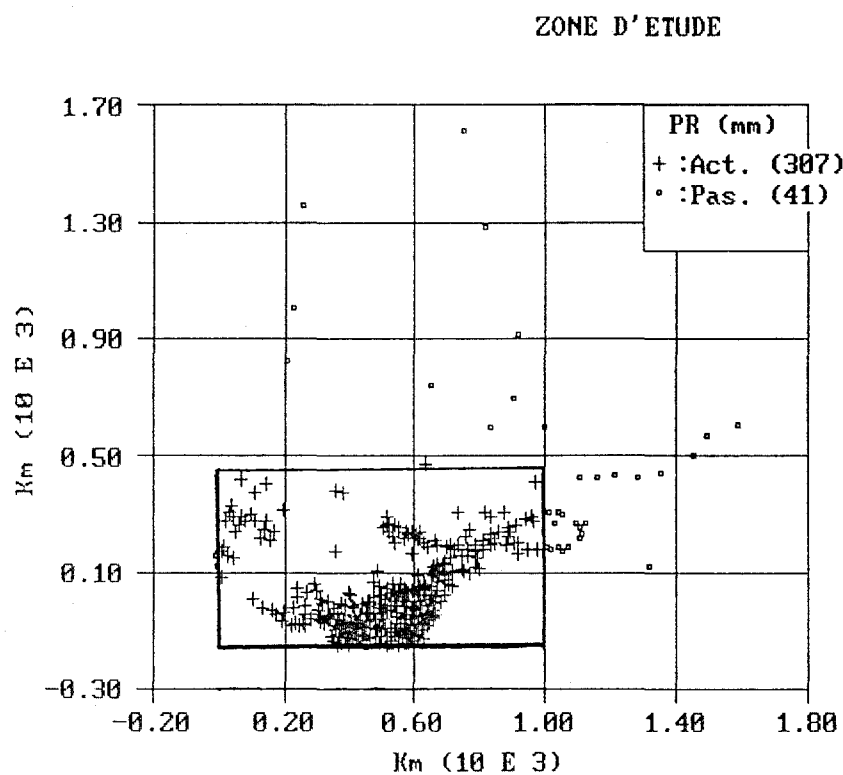


FIGURE 5 - Zone active comprenant 307 stations de quantité - Printemps 1985.

3.3 CHOIX D'UNE GRILLE D'ESTIMATION COMMUNE

Encore une fois pour toutes les saisons à l'étude, on établit les dimensions de la grille d'estimation en fonction de la densité d'information du réseau de qualité (le moins dense). En présence d'un réseau épars, il est souvent préférable de choisir un support non ponctuel (surface) afin d'obtenir un niveau de précision plus élevé pour les valeurs estimées. Il est en effet plus difficile d'estimer la valeur d'une variable en un point précis que d'estimer sa valeur moyenne sur une unité de surface. On note enfin que, selon la méthodologie proposée, une seule grille d'estimation est choisie pour l'estimation des dépôts, des hauteurs de précipitation et des concentrations. Par exemple, on choisit une grille de 40 unités de surface de 125x125 km² (figures 6 et 7).

3.4 STATISTIQUES PONDEREES DES DONNEES ACTIVES

On calcule systématiquement les principaux paramètres statistiques (moyenne, variance, coefficient de variation, médiane, minimum et maximum) des données actives de dépôts, précipitations et concentrations pour toutes les saisons à l'étude afin d'avoir un aperçu global de l'évolution de ces phénomènes dans le temps et l'espace. De plus, ces statistiques permettent d'établir des relations entre les caractéristiques des différentes variables au cours des différentes saisons et peuvent aider l'utilisateur dans le choix d'options à l'intérieur des séquences d'estimation. Elles servent également à la vérification du caractère additif de la variable concentration pour chaque saison étudiée (section 3.9).

Etant donné la densité irrégulière des stations échantillonnées à l'intérieur de la zone active, il est important de pondérer chaque donnée par un poids inversement proportionnel à la densité d'échantillonnage de la sous-zone où la donnée se trouve. Une telle pondération réduit l'influence des données regroupées entre elles et augmente celle des données plus isolées dans la zone d'étude; ceci est d'autant plus important lorsque l'ensemble des données est restreint, comme c'est le cas pour les données de dépôts et de concentrations (provenant du réseau de qualité). Les tableaux 1, 2 et 3 présentent les valeurs de ces paramètres statistiques pour les dépôts, hauteurs de précipitation et concentrations en ions sulfate des 12 saisons à l'étude.

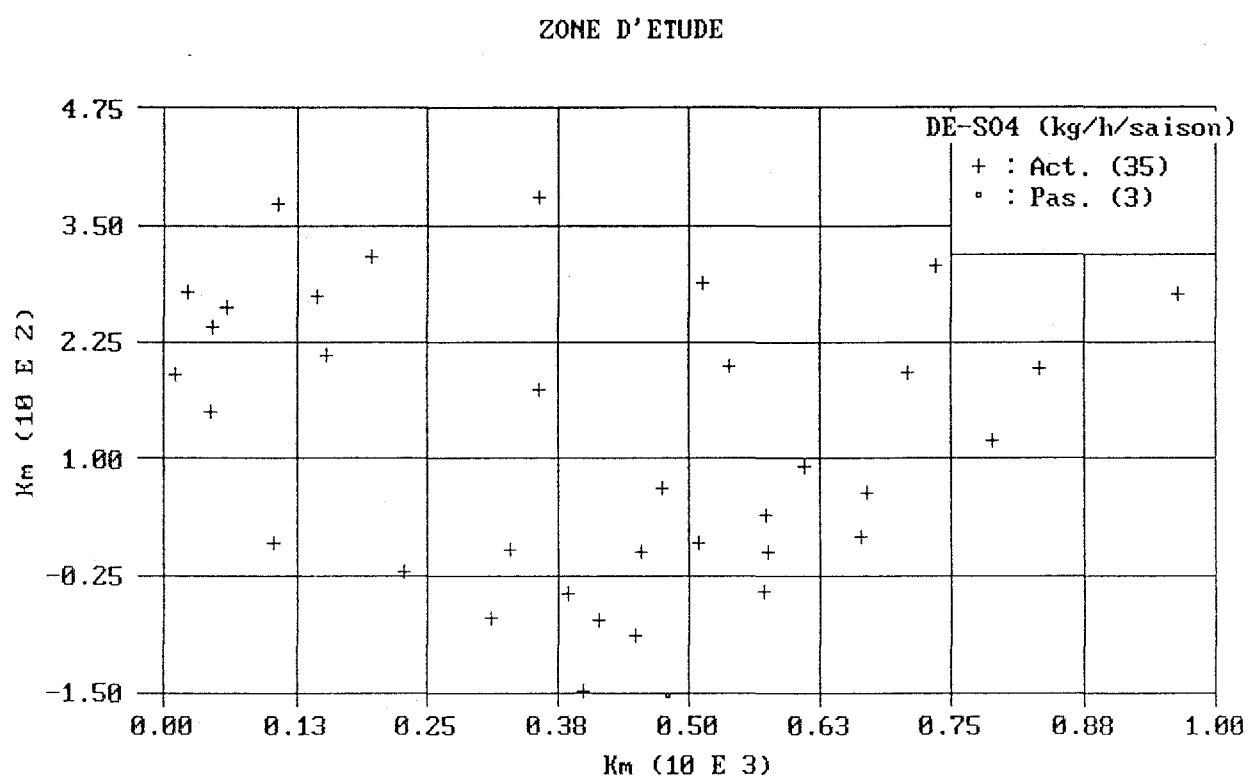


FIGURE 6 - Grille d'estimation incluant 35 stations actives de qualité - Printemps 1985.

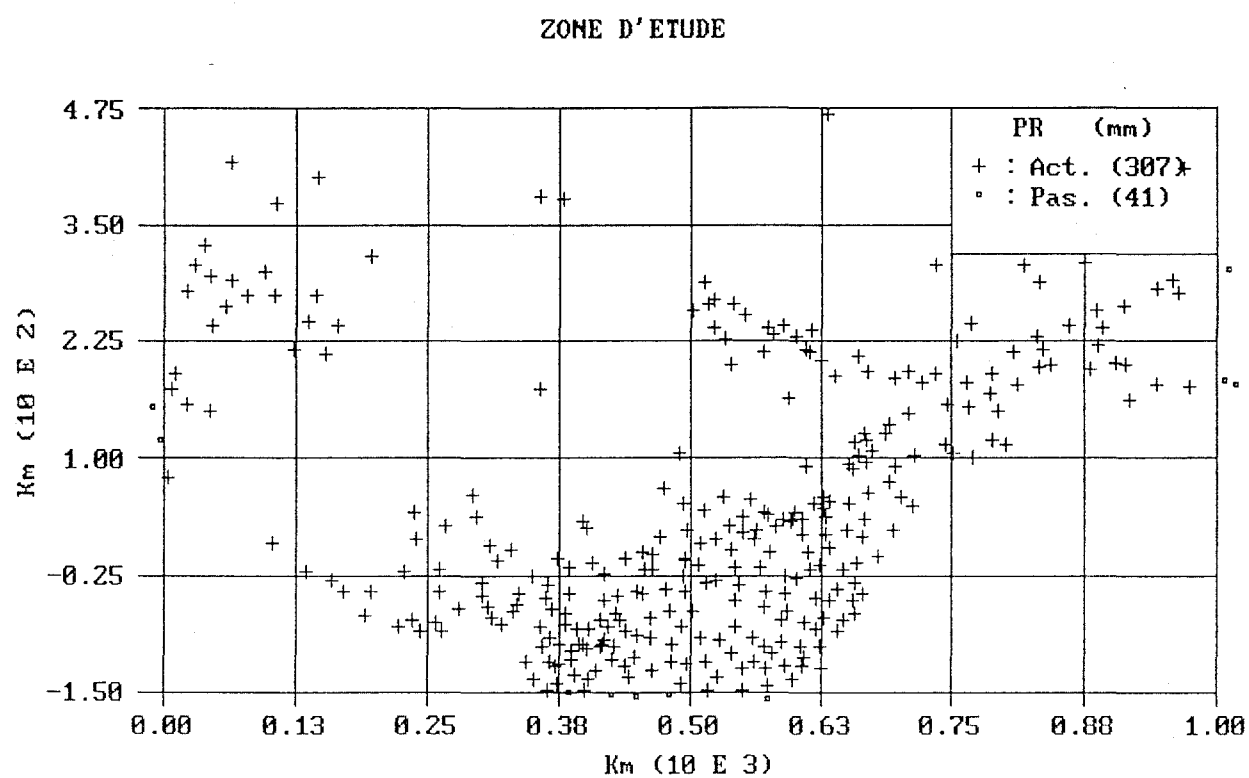


FIGURE 7 - Grille d'estimation incluant 307 stations actives de quantité - Printemps 1985.

STATISTIQUES DEPOTS ACTIFS (kg/h/saison)							
SAISONS	#	moy	var	coef	min	med	max
HIVER 83	34	3.56	3.59	.53	.54	3.86	7.69
PRINT 83	36	5.83	8.80	.51	1.27	5.49	14.31
ETE 83	38	5.52	4.44	.38	1.51	5.92	10.19
AUTOM 83	37	6.91	3.34	.26	4.25	7.19	12.52
HIVER 84	34	2.56	2.13	.57	.94	2.52	6.35
PRINT 84	32	4.79	5.18	.47	2.03	5.15	12.22
ETE 84	30	8.68	12.18	.40	3.48	8.44	15.65
AUTOM 84	36	5.64	2.08	.26	3.02	5.68	9.64
HIVER 85	35	2.46	.76	.35	1.07	2.43	4.17
PRINT 85	35	5.18	4.21	.40	.87	5.34	13.31
ETE 85	36	7.66	3.53	.25	4.04	7.90	11.31
AUTOM 85	36	4.43	1.26	.25	2.35	5.01	6.25

TABLEAU 1 - Statistiques des données actives de dépôts en ions sulfates pour 12 saisons consécutives.

STATISTIQUES HAUTEURS DE PRECIPITATION ACTIVES (mm)							
SAISONS	#	moy	var	coef	min	med	max
HIVER 83	348	212	3034	.26	63	231	507
PRINT 83	353	338	9874	.29	143	385	707
ETE 83	354	206	3326	.28	78	190	264
AUTOM 83	348	302	2865	.18	167	329	471
HIVER 84	349	197	2851	.27	82	223	480
PRINT 84	354	221	2817	.24	91	244	365
ETE 84	361	318	4183	.20	143	331	521
AUTOM 84	358	208	1450	.18	100	198	348
HIVER 85	304	181	1945	.24	76	189	391
PRINT 85	307	190	2069	.24	72	204	383
ETE 85	314	321	3762	.19	131	300	488
AUTOM 85	309	245	1399	.15	150	262	396

TABLEAU 2 - Statistiques des hauteurs de précipitation actives pour 12 saisons consécutives.

STATISTIQUES CONCENTRATIONS ACTIVES ($\mu\text{eq/l}$)							
SAISONS	#	moy	var	coef	min	med	max
HIVER 83	34	33.3	196.0	.42	5.2	38.3	60.9
PRINT 83	36	35.9	169.3	.36	9.7	37.1	63.5
ETE 83	38	56.6	416.5	.36	14.2	56.2	117.0
AUTOM 83	37	48.7	222.1	.31	27.4	49.3	118.6
HIVER 84	34	25.8	77.4	.34	9.3	28.4	44.5
PRINT 84	32	46.2	375.6	.42	22.6	47.2	113.1
ETE 84	30	52.7	257.0	.30	22.0	54.8	87.4
AUTOM 84	36	55.7	294.1	.31	29.8	50.8	108.1
HIVER 85	35	26.5	72.5	.32	13.0	25.3	57.1
PRINT 85	35	54.3	169.7	.24	12.9	57.4	82.3
ETE 85	36	48.6	115.7	.22	24.9	51.6	68.4
AUTOM 85	36	38.0	106.5	.27	19.5	39.0	59.8

TABLEAU 3 - Statistiques des données actives de concentrations en ions sulfates pour 12 saisons consécutives.

3.5 HISTOGRAMMES DES DONNEES ACTIVES

Les histogrammes des données actives de dépôts, précipitations et concentrations permettent d'apprécier leurs distributions respectives, à savoir si elles sont symétriques et centrées sur la moyenne ou à forte asymétrie positive (par exemple, à tendance lognormale), si elles ont un ou plusieurs modes, si elles sont resserrées ou étendues. Tout comme les statistiques principales des données actives (section 3.4), les histogrammes peuvent être utilisés en tant que critères de décision lors des étapes ultérieures des séquences d'estimation des dépôts, précipitations et concentrations.

Ces histogrammes permettent également de repérer, s'il y a lieu, des valeurs extrêmes invraisemblables qui influencent à outrance les statistiques de l'ensemble des données. Après avoir confirmé l'invraisemblance de telles valeurs extrêmes, on les reclasse en tant que données manquantes de sorte qu'elles sont exclues de la procédure d'estimation. Il faut mentionner que de tels changements de statut doivent être faits avec beaucoup de réserve, surtout lorsque l'ensemble de départ des données actives est restreint.

On présente aux figures 8, 9 et 10 les histogrammes des dépôts en ions sulfates, hauteurs de précipitation et concentrations correspondantes pour la saison printemps 1985. Ces histogrammes sont pondérés en fonction de la densité d'information des ensembles de données de qualité (dépôts et concentrations) et de quantité (hauteurs de précipitation) pour cette saison. On ne remarque pas de valeurs extrêmes isolées pouvant influencer de façon significative les statistiques de l'ensemble des données.

3.6 REJET DE DONNEES ACTIVES

Lorsque des données actives de dépôts, précipitations ou concentrations sont rejetées à cause de l'invraisemblance de leurs valeurs, leur statut est modifié, passant d'actif à manquant. Les paramètres statistiques et les histogrammes de la ou des variables impliquées doivent alors être recalculés, ce qui implique un retour à la section 3.4; sinon, on poursuit la procédure.

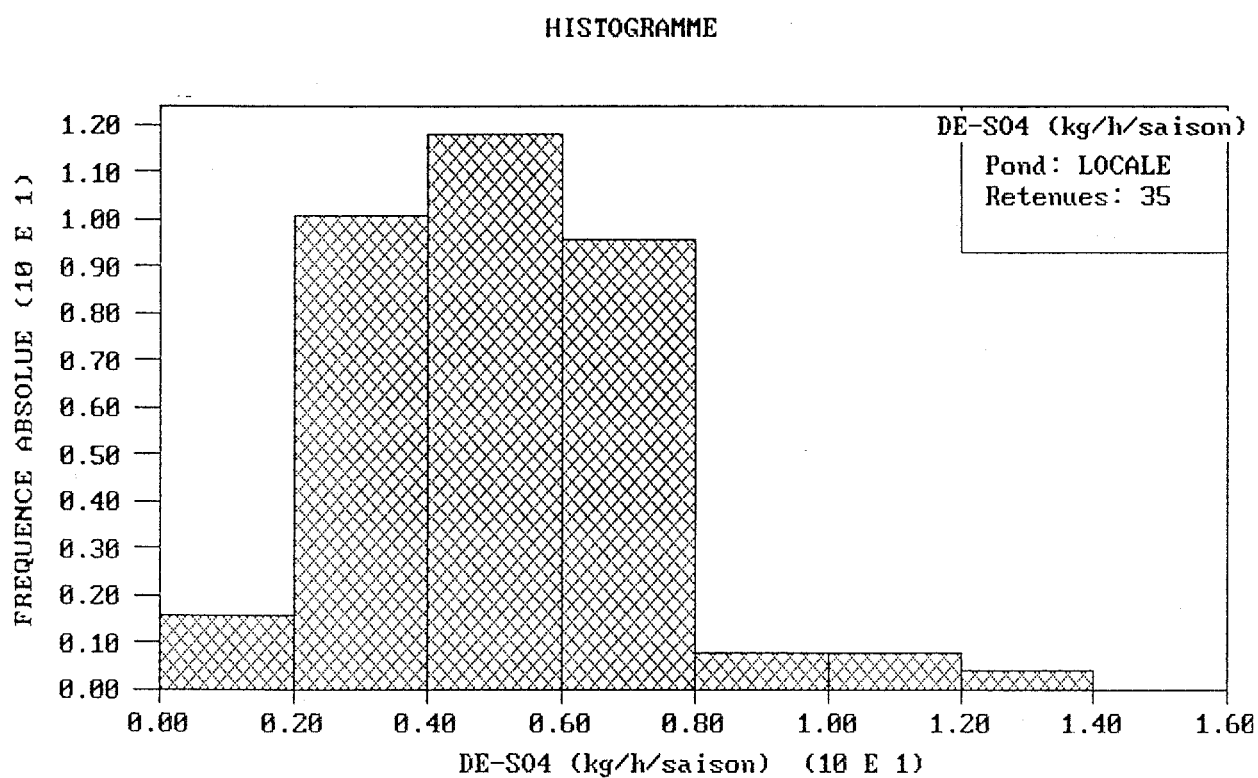


FIGURE 8 - Histogramme des 35 données actives de dépôts en ions sulfates - Printemps 1985.

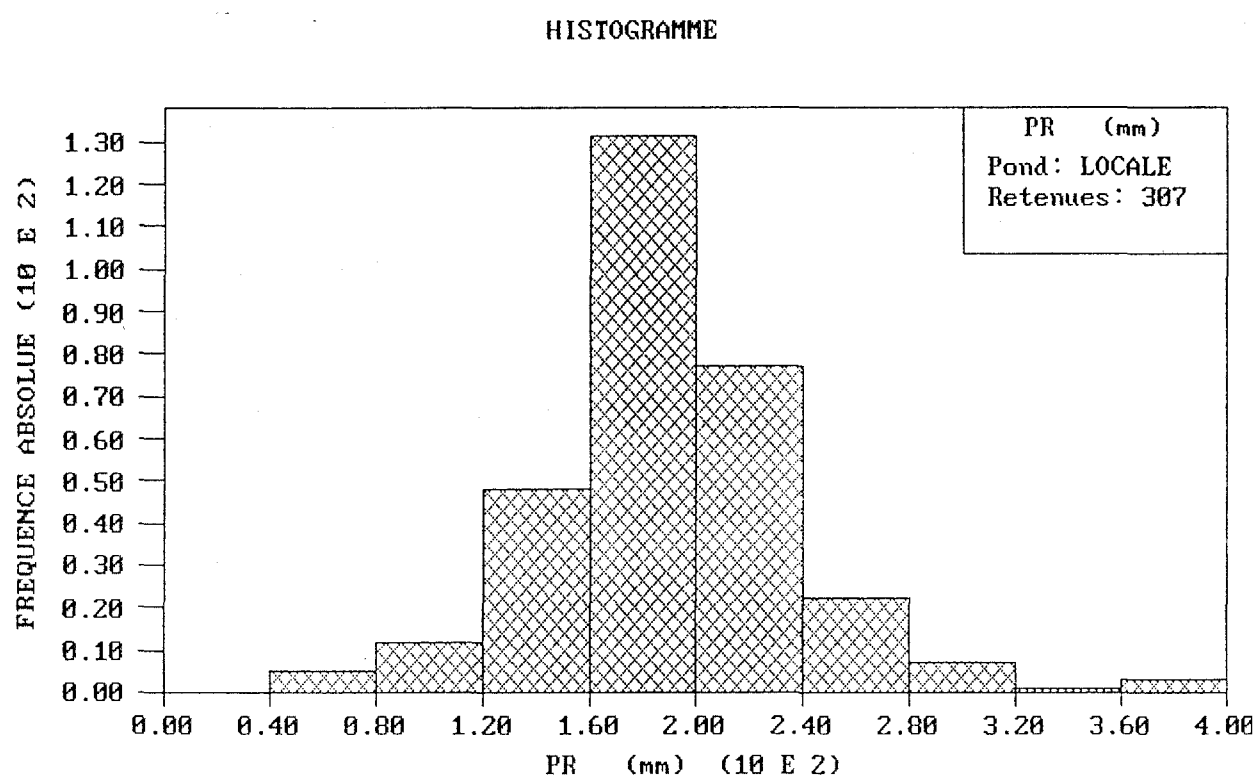


FIGURE 9 - Histogramme des 307 hauteurs de précipitations actives - Printemps 1985.

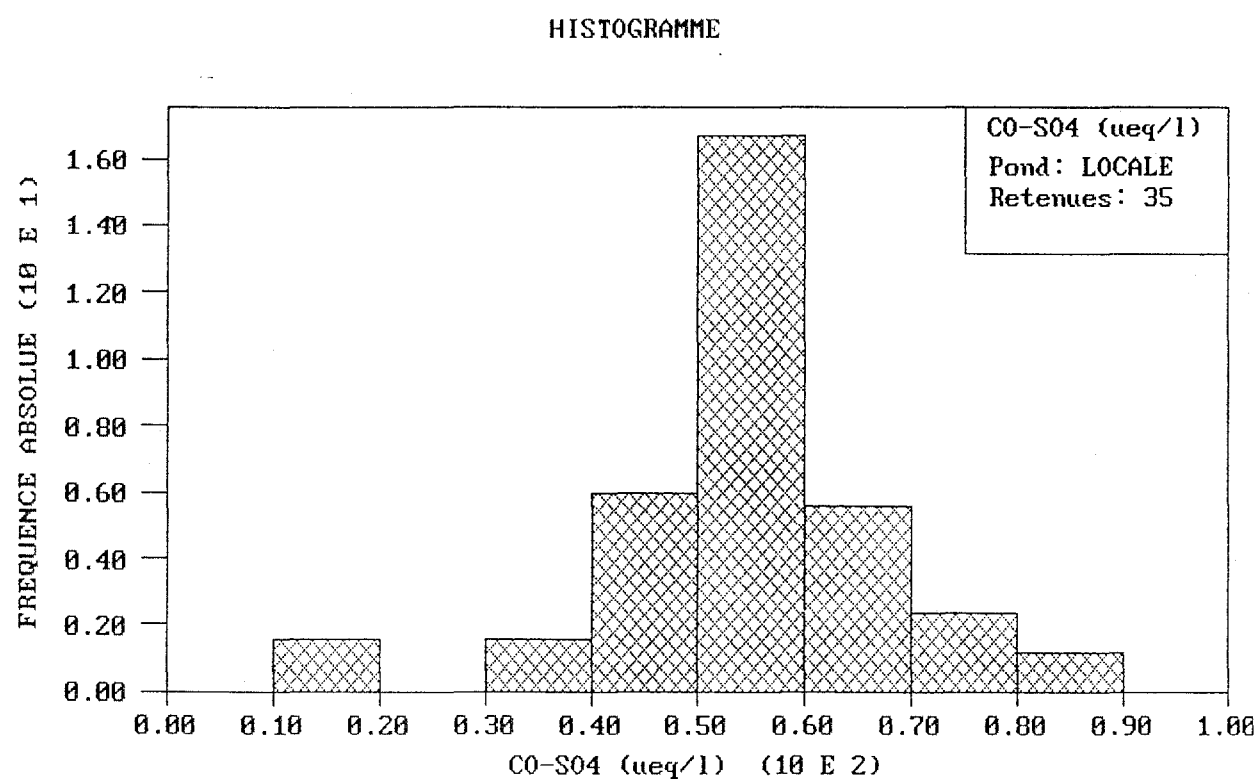


FIGURE 10 - Histogramme des 35 données actives de concentrations en ions sulfates - Printemps 1985.

3.7 CORRELATION ENTRE DEPOTS, PRECIPITATIONS ET CONCENTRATIONS

On calcule systématiquement les coefficients de corrélation entre les données actives communes de dépôts, de hauteurs de précipitation et de concentrations pour toutes les saisons à l'étude. Ces coefficients servent d'indicateurs des corrélations spatiales pouvant exister entre les diverses variables et aident à la vérification du caractère additif de la variable concentration. On retrouve au tableau 4 ces coefficients de corrélation ainsi que le nombre de données communes pour les 12 saisons à l'étude; on remarque, entre autres, des coefficients élevés ($> .75$) entre les dépôts et hauteurs de précipitations des saisons hiver 1984 et printemps 1985; en pratique, seules ces deux saisons seraient considérées pour une analyse de corégionalisation et possiblement un cokrigage (section 4.1).

COEFFICIENTS DE CORRELATION				
SAISONS	#	DEP - PRE	DEP - CON	PRE - CON
HIVER 83	34	.65	.74	.02
PRINT 83	36	.70	.75	.09
ETE 83	38	.22	.77	-.41
AUTOM 83	37	.23	.67	-.53
HIVER 84	34	.75	.75	.17
PRINT 84	32	.48	.91	.09
ETE 84	30	.70	.79	.13
AUTOM 84	36	.26	.76	-.41
HIVER 85	35	.40	.78	-.22
PRINT 85	35	.89	.77	.41
ETE 85	36	.55	.63	-.29
AUTOM 85	36	.31	.76	-.37

TABLEAU 4 - Coefficients de corrélation entre les données actives de dépôts, hauteurs de précipitation et concentrations en ions sulfates pour 12 saisons consécutives.

3.8 ISOCONTOURS DES DONNEES ACTIVES

On trace systématiquement les isocontours des données actives de dépôts, précipitations et concentrations pour toutes les saisons à l'étude afin de comparer leur répartition spatiale dans le temps et d'aider au choix de diverses options d'estimation, entre autres, à la vérification du caractère additif des variables concentrations. Dans le cas des hauteurs de précipitation, ces isocontours servent également à identifier, s'il y a lieu, des structures de variabilité directionnelle préférentielle, des tendances, des effets proportionnels ou des effets de trou.

Il faut noter toutefois que ces isocontours n'offrent qu'une indication générale du patron de répartition spatiale des divers phénomènes étudiés et qu'ils ne doivent pas être utilisés pour des fins plus précises. Les figures 11, 12 et 13 présentent les isocontours des données actives de dépôts, hauteurs de précipitation et concentrations pour la saison printemps 1985.

N.B.: Le logiciel SURFER est utilisé pour tracer ces isocontours.

3.9 VERIFICATION DU CARACTERE ADDITIF DE LA VARIABLE CONCENTRATION

Pour chacune des saisons à l'étude, on a recours aux vérifications suivantes afin de décider de l'additivité de la variable concentration (Guertin *et al.*, 1988; Buxton, 1982) et, subséquemment, de l'approche d'estimation appropriée:

- a) - Moyenne des dépôts versus produit des moyennes des concentrations et hauteurs de précipitation (section 3.4)
Une moyenne des dépôts différente du produit des moyennes des concentrations et hauteurs de précipitations suggère la non-additivité de la variable concentration.
- b) - Coefficient de variation des concentrations versus coefficient de variation des hauteurs de précipitation (section 3.4)
Un coefficient de variation des précipitations presque aussi élevé que celui des concentrations indique un taux de variabilité non négligeable des précipitations par rapport à celui des concentrations et suggère le caractère non-additif de la concentration.

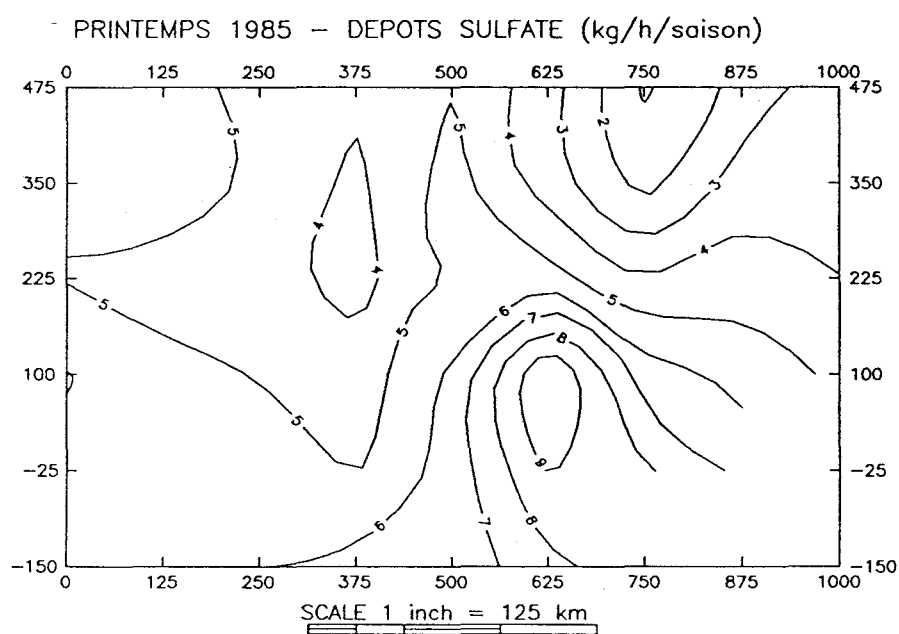


FIGURE 11 - Isocontours des 35 données actives de dépôts en ions sulfates - Printemps 1985.

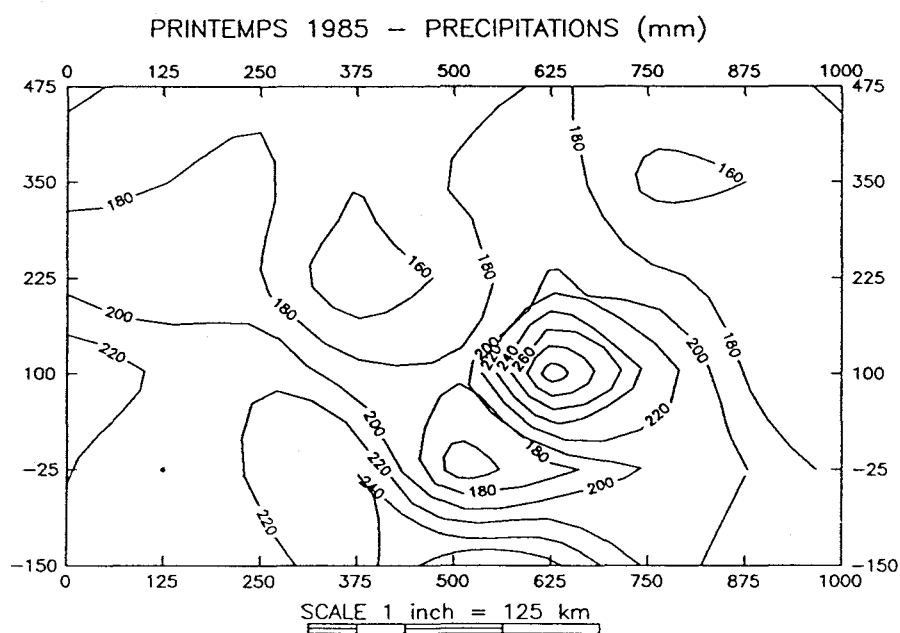


FIGURE 12 - Isocontours des 307 hauteurs de précipitations actives - Printemps 1985.

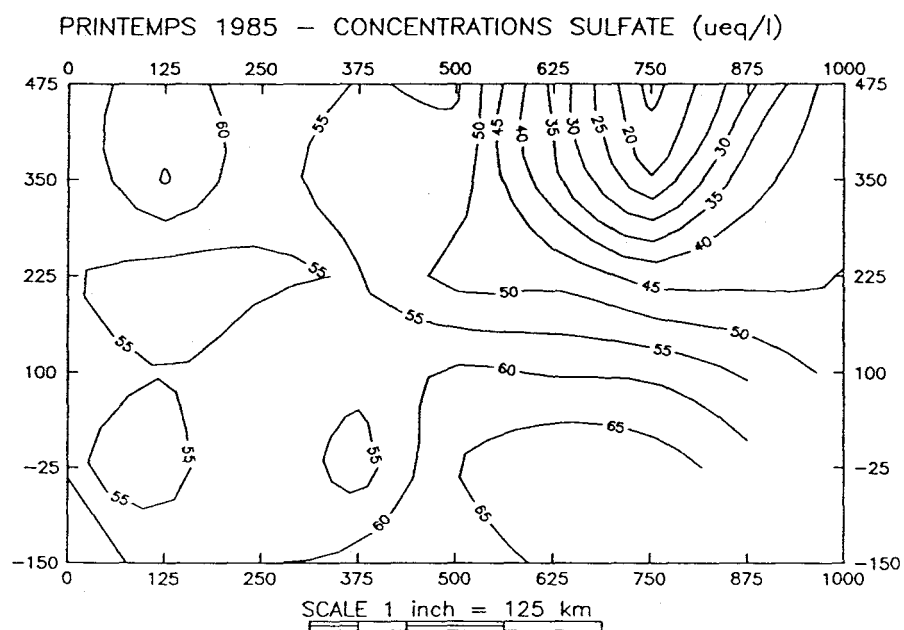


FIGURE 13 - Isocontours des 35 données actives de concentrations en ions sulfates - Printemps 1985.

- c) - Isocontours des concentrations, dépôts et hauteurs de précipitation concomitants (section 3.8)

Des patrons de répartition différents pour les concentrations et dépôts concomitants indiquent un taux de variabilité spatiale non négligeable des précipitations et suggèrent conséquemment le caractère non-additif de la variable concentration, ce qui peut être confirmé par la variabilité spatiale non négligeable des isocontours des hauteurs de précipitation.

- d) - Coefficient de corrélation entre concentrations et hauteurs de précipitation concomitantes (section 3.7)

Un coefficient de corrélation élevé entre les concentrations et les hauteurs de précipitation peut entraîner un biais systématique dans l'estimation directe des concentrations et suggère donc la non-additivité de la variable concentration.

A l'aide de ces vérifications, on identifie les saisons "additives", où la variable concentration peut être krigée directement. Pour les saisons restantes, la variable concentration sera estimée par quotient.

Encore une fois, on illustre cette procédure à l'aide de l'information recueillie au cours du printemps 1985 (tableau 5). On constate tout d'abord un biais entre la moyenne des dépôts et le produit des moyennes des précipitations et des concentrations (et du coefficient de conversion d'unités pour l'ion sulfate). Deuxièmement, le taux de variation des précipitations est aussi élevé que celui des concentrations, ce qui ne supporte pas l'hypothèse d'une constance relative des hauteurs de précipitation par rapport aux concentrations. Troisièmement, les isocontours des concentrations (figure 13) ne reproduisent pas bien ceux des dépôts correspondants (figure 11), ce qui est confirmé par les isocontours des précipitations (figure 12) qui indiquent un taux de variabilité spatiale non négligeable. Enfin, même si le coefficient de corrélation entre concentrations et précipitations ($\rho_{CP} = .41$) n'est pas très élevé, ce qui traduit une absence de biais systématique significatif lors du krigeage des concentrations, il demeure préférable à la lumière de ces vérifications de ne pas traiter la variable concentration comme étant additive et de l'estimer par l'intermédiaire du quotient des dépôts sur les précipitations.

VERIFICATION DE L'ADDIVITE DES CONCENTRATIONS	
Printemps 1985: 35 données actives	
a)	$mDE .vs. (mCO \cdot mPR \cdot .00048031)$ $5.18 .vs. (54.3 \cdot 190 \cdot .00048031) = 4.95$
b)	$(\sigma/m)CO .vs. (\sigma/m)PR$ $.24 \quad .24$
c)	$Iso\ CO \ .vs. \ Iso\ DE \ .vs. \ Iso\ PR$ $Fig.13 \quad Fig.11 \quad Fig.12$
d)	coefficient de corrélation ρ_{CP} : .41

TABLEAU 5 - Vérification du caractère additif des concentrations en ions sulfates - Printemps 1985.

4. SEQUENCE D'ESTIMATION DES DEPOTS ACIDES

On retrouve les différentes étapes de cette séquence d'estimation sous forme d'organigramme à la figure 14.

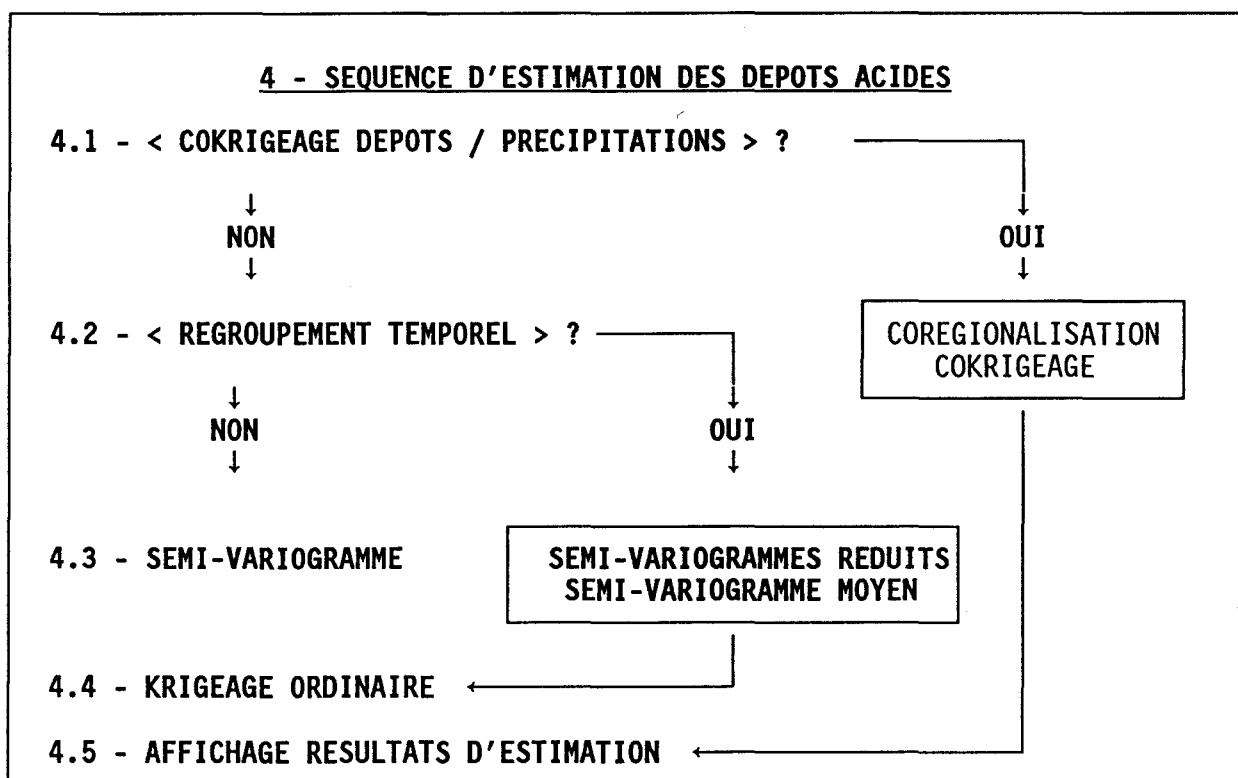


FIGURE 14 - Organigramme de la séquence d'estimation des dépôts.

4.1 ESTIMATION PAR COKRIGEAGE A L'AIDE DES HAUTEURS DE PRECIPITATION CONCOMITANTES

La technique géostatistique du cokrigage, qui est décrite en détails dans Journel et Huijbregts (1978), offre un moyen d'améliorer l'estimation de la variable traitée en faisant appel à une information supplémentaire provenant d'une ou plusieurs variables

spatialement corrélées à la première. Par exemple, dans le cas présent, on pourrait améliorer l'estimation des dépôts d'une saison à l'aide des hauteurs de précipitation concomitantes provenant du réseau plus dense de quantité.

Cette technique d'estimation, dont le fondement théorique est analogue à celui du krigeage ordinaire, entraîne une variance d'estimation réduite par rapport à celle du krigeage, d'où son intérêt. Par rapport à d'autres techniques d'estimation qui tiennent compte d'une information supplémentaire provenant d'une deuxième variable corrélée à la variable d'intérêt, telles que le krigeage avec régression linéaire, le krigeage avec "external drift" et le krigeage avec "guess field" (Ahmed *et al.*, 1988), le cokrigeage demeure supérieur par sa rigueur théorique. En effet, contrairement à ces autres méthodes qui reflètent tout au plus le coefficient de corrélation entre les variables, le cokrigeage tient compte de toute la structure de corégionalisation spatiale, ce qui représente une information additionnelle non-négligeable.

D'autre part, l'application du cokrigeage est souvent compliquée justement à cause de l'analyse structurale de corégionalisation des variables impliquées. On doit en effet ajuster aux variogrammes expérimentaux des deux variables ainsi qu'à leur cross-variogramme (qui quantifie leur manque de corrélation spatiale) un modèle mathématique commun dont les paramètres sont ensuite insérés dans l'algorithme de cokrigeage. Cet exercice n'est pas toujours simple, surtout lorsque le niveau de corrélation spatiale entre les variables n'est pas très élevé. C'est pourquoi on exigera au départ un coefficient de corrélation suffisamment élevé ($> .75$) entre les variables avant même d'envisager la possibilité d'une étude de corégionalisation et d'un cokrigeage.

En ce qui concerne plus particulièrement le cokrigeage des dépôts à l'aide des hauteurs de précipitation tel qu'envisagé dans ce rapport, la grande différence entre la densité du réseau de qualité qui fournit environ 35 données de dépôts par saison, et celle du réseau de quantité qui offre en moyenne 350 hauteurs de précipitation par saison, ainsi que le peu de données communes qui en résultent (environ 35 par saison), restreignent les possibilités du cokrigeage de deux façons principales. Tout d'abord, le nombre limité de données de dépôts et, par conséquent, de données communes ne permet pas une analyse structurale directionnelle des dépôts, ni une analyse de corégionalisation directionnelle des dépôts et hauteurs de précipitation (au moyen de cross-variogrammes). Il s'ensuit que l'on ne peut tenir compte de la structure de variabilité directionnelle, souvent identifiée pour les hauteurs de précipitation, lors de la modélisation de la structure de corégionalisation qui doit être homogène et "définie

positive" pour les deux variables (Journel et Huijbregts, 1978). On met alors de côté une forme d'information importante. Deuxièmement, le modèle de corégionalisation adopté étant basé sur un nombre limité de hauteurs de précipitation, il peut ne pas être représentatif de l'ensemble plus vaste de données provenant du réseau de quantité. Dans cette éventualité, il devient inadéquat de recourir à ces hauteurs de précipitation supplémentaires qui ne sont pas nécessairement aussi fortement corrélées aux valeurs de dépôts et qui, entre autres, peuvent mener à une sous-évaluation du risque associé aux dépôts estimés.

On peut donc conclure que, bien que la perspective d'utilisation du cokrigeage pour l'estimation des dépôts acides soit prometteuse, sa performance n'est pas systématiquement assurée en pratique. On peut résumer les conditions favorables à l'application du cokrigeage comme suit:

- Un coefficient de corrélation élevé ($>.75$) entre les données communes de dépôts et de précipitations.
- Un ensemble limité (commun aux dépôts) des hauteurs de précipitation représentatif de l'ensemble complet au niveau des statistiques et de l'analyse structurale (semi-variogrammes).
- Absence d'anisotropie dans la structure de variabilité des hauteurs de précipitation.

Par exemple, si on considère la forte corrélation dépôt-précipitation pour le printemps 1985 ($\rho_{DP} = 0.89$; tableau 4), une analyse de corégionalisation suivie d'un cokrigeage seraient de mise pour l'estimation des dépôts de cette saison; toutefois, on ne pourrait ainsi tenir compte de la structure de variabilité directionnelle (anisotropie) identifiée pour les hauteurs de précipitation (figure 15). Même si à prime abord, les statistiques de l'ensemble limité de 35 hauteurs de précipitation utilisées dans l'analyse de corégionalisation sont semblables à celles de l'ensemble complet de 307 données (tableau 6), le semi-variogramme expérimental omnidirectionnel de cet ensemble limité ne coïncide pas avec celui de l'ensemble complet (figure 16). L'ensemble limité ne représentant pas bien la structure de variabilité spatiale de l'ensemble exhaustif de données, une estimation des dépôts par cokrigeage n'assure pas une amélioration de l'estimation par rapport au krigeage ordinaire.

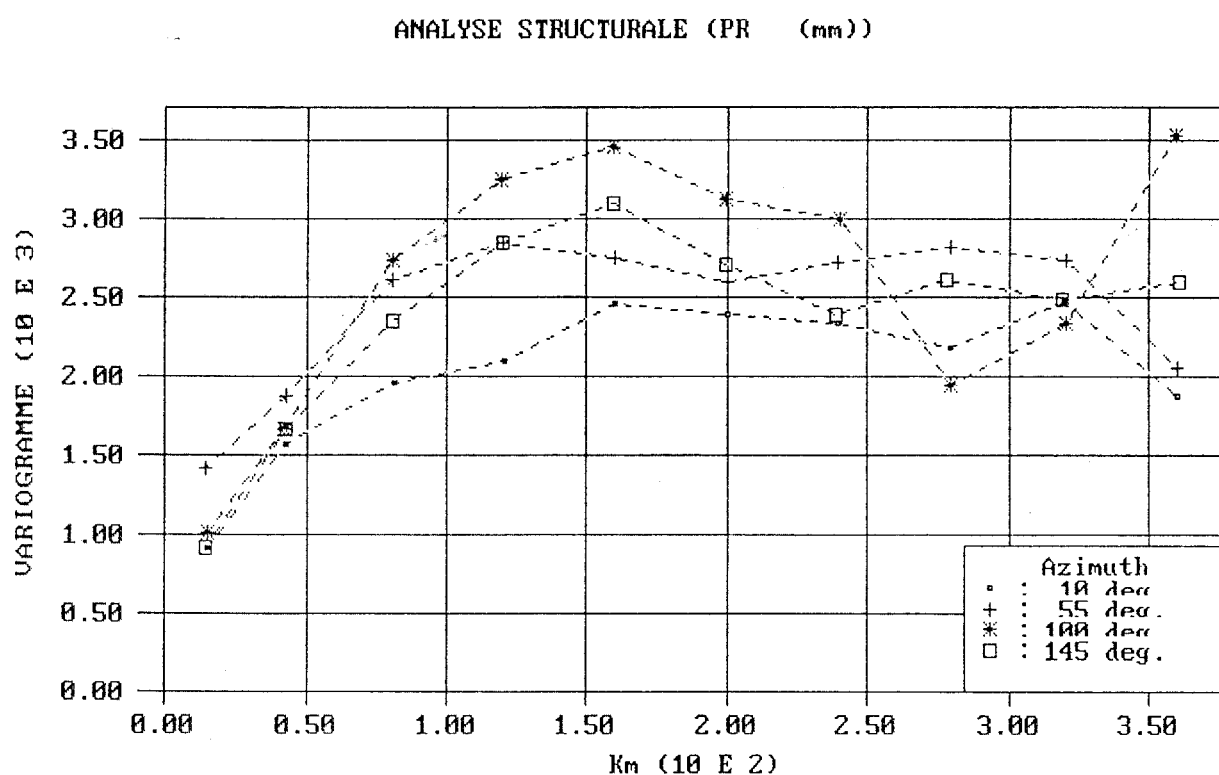


FIGURE 15 - Semi-variogrammes directionnels des 307 hauteurs de précipitation actives - Printemps 1985.

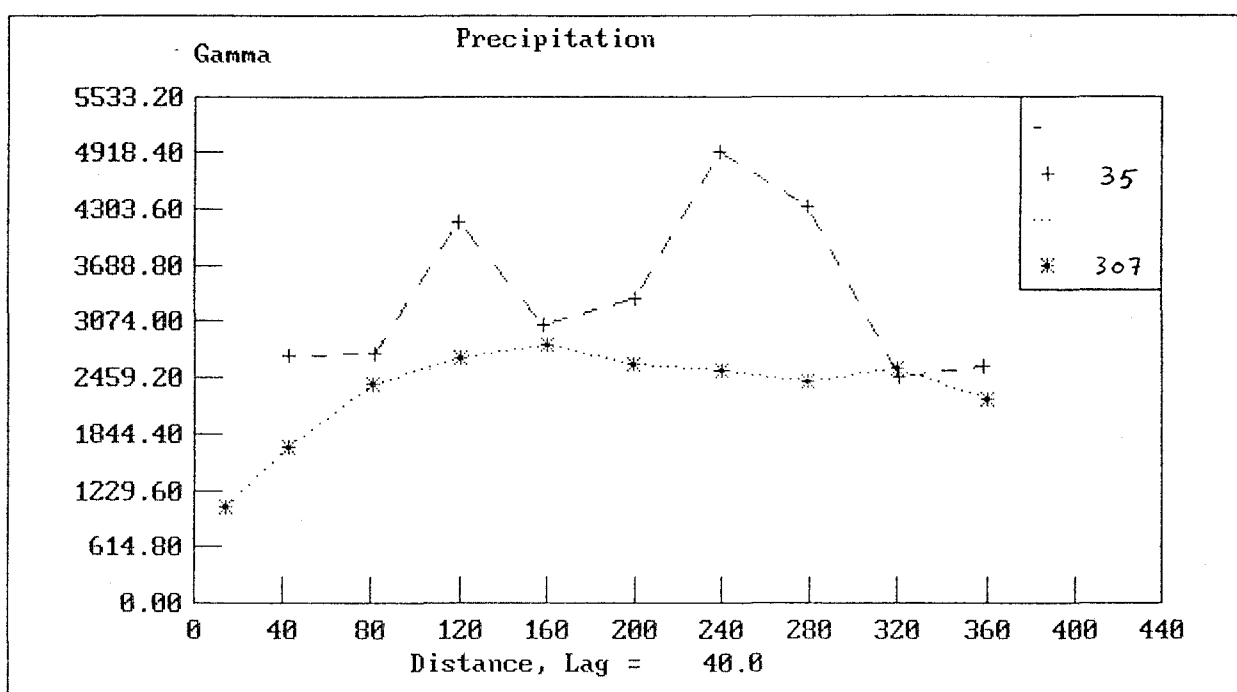


FIGURE 16 - Semi-variogrammes omnidirectionnels des ensembles limité (35) et complet (307) de hauteurs de précipitation actives - Printemps 1985.

STATISTIQUES HAUTEURS DE PRECIPITATION ACTIVES PRINTEMPS 1985 (mm)							
ENSEMBLE	#	moy	var	coef	min	med	max
LIMITE	35	194	2163	.24	110	195	383
COMPLET	307	190	2069	.24	72	204	383

TABLEAU 6 - Statistiques des ensembles limité et complet des hauteurs de précipitation - Printemps 1985.

4.2 ESTIMATION PAR REGROUPEMENT TEMPOREL

Au sein de la procédure d'estimation des dépôts acides, il est également intéressant de vérifier la pertinence d'un regroupement des données provenant de différentes périodes de temps à l'intérieur d'une série temporelle. Par exemple, il est possible qu'une relation spatio-temporelle existe entre les données de dépôts d'une même saison sur plusieurs années; les traits généraux du patron de déposition de cette saison peuvent se répéter d'une année à l'autre à cause de conditions climatiques prévalentes particulières à cette saison. On pourrait alors songer à entreprendre une étude de corégionalisation de ces différentes saisons et cokriger leurs dépôts respectifs. Toutefois, le nombre de stations échantillonnées ne varie pas beaucoup d'une saison à l'autre et, conséquemment, l'information supplémentaire provenant de dépôts saisonniers spatialement corrélés n'est généralement pas suffisante pour justifier un cokrigage. De la même manière, l'approche proposée par Switzer (1989) selon laquelle une fonction structurale spécifique à chaque location dans l'espace peut être établie à partir de l'information provenant d'une longue série temporelle n'est pas encore applicable dans le contexte d'étude québécois actuel.

A l'instar de Bilonick (1984) qui a calculé un semi-variogramme omnidirectionnel annuel moyen à partir des dépôts annuels d'une série temporelle stationnaire, une alternative intéressante consiste à regrouper l'information de saisons offrant des patrons de déposition semblables, des coefficients de corrélation élevés ainsi que des coefficients

de variation comparables, ces saisons étant retenues à partir d'une série temporelle pas nécessairement stationnaire. Les dépôts de telles saisons deviennent en effet comparables si on fait abstraction d'un effet proportionnel entre leurs moyennes et écarts-types. Cet effet est éliminé en considérant, pour chacune des NR saisons retenues et pour chacune des NS_j stations échantillonnées, les dépôts réduits saisonniers dr_{ij} , définis comme suit (Lebel et al., 1987):

$$dr_{ij} = d_{ij} / \sigma d_j \quad i = 1, NS_j \quad \text{et} \quad j = 1, NR$$

où d_{ij} est le dépôt échantillonné à la station i pour la saison j et σd_j est l'écart-type des dépôts d_{ij} de la saison j .

On fait alors l'analyse structurale des dépôts réduits pour chacune des saisons (en se référant à la section 4.3 et à l'annexe A). Après avoir vérifié que les types de structures ainsi que les portées (les paliers devraient tendre vers 1) des semi-variogrammes réduits saisonniers résultants $\gamma_{drj}(h)^*$ sont comparables, on regroupe ces derniers en un semi-variogramme réduit moyen pondéré (par le nombre de paires utilisées pour produire chaque valeur expérimentale) représentatif de toutes les saisons impliquées.

$$\overline{\gamma_{dr}}(h)^* = \frac{1}{NPT(h)} \sum_{j=1}^{NR} NP_j(h) \cdot \gamma_{drj}(h)^*$$

où, pour chaque distance h , $NP_j(h)$ est le nombre de paires retenues pour le calcul de $\gamma_{drj}(h)^*$ et $NPT(h)$ est la somme des $NP_j(h)$ des NR saisons retenues. Étant basé sur un nombre plus grand de données, ce semi-variogramme réduit moyen est mieux défini que les semi-variogrammes individuels. Conséquemment, lorsque les patrons de déposition des saisons impliquées indiquent une structure de variabilité directionnelle commune, le regroupement des semi-variogrammes réduits directionnels de chacune des saisons produit des semi-variogrammes réduits moyens directionnels moins erratiques pouvant être modélisés et permettant ainsi de tenir compte de cette anisotropie lors de l'estimation des dépôts, ce qui est impossible si on ne considère que les données propres à chacune des saisons.

Qu'il s'agisse d'un cas d'isotropie ou d'anisotropie, le semi-variogramme réduit moyen omnidirectionnel ou les semi-variogrammes réduits moyens directionnels sont ensuite modélisés, réduisant ainsi le nombre d'ajustements de semi-variogrammes expérimentaux à réaliser (de NR à 1). Ce modèle structural unique (isotrope ou

anisotrope) est ensuite utilisé pour kriger tour à tour les dépôts des NR saisons retenues (détails aux sections 4.3 et 4.4), chaque krigeage étant basé uniquement sur les données originales (non réduites) propres à chaque saison. La variance d'estimation résultante, qui est également réduite, est directement comparable d'une saison à l'autre et représente ainsi un outil pertinent face à des problèmes d'optimisation de réseaux d'échantillonnage.

Enfin, pour chacune des saisons ainsi traitées, la variance d'estimation réduite $\sigma_e^2 dr_j$ peut être "augmentée" en la multipliant par la variance $\sigma^2 d_j$ des données de dépôts de la saison traitée j:

$$\sigma_e^2 d_j = \sigma_e^2 dr_j \cdot \sigma^2 d_j$$

Cette approche, relativement simple d'application, a donc l'avantage de regrouper différents ensembles de données temporelles à caractères similaires sans requérir une analyse de corégionalisation qui, étant donné le nombre restreint de données disponibles, serait difficile à réaliser. Les principaux intérêts de cette approche sont les suivants:

- l'identification d'une structure de variabilité directionnelle commune aux NR saisons retenues qui ne pourrait être mise en évidence à l'aide des données trop peu nombreuses propres à chacune des saisons;
- en présence d'une importante série temporelle, l'établissement de fonctions structurales typiques de différentes périodes de temps (mois, saisons, etc.) et ainsi l'accélération de leur procédure d'estimation (Lebel et al., 1987).

Par exemple, si on considère les statistiques des dépôts en ions sulfates des 12 saisons à l'étude (tableau 1), on constate que les saisons hiver 1983 et hiver 1984 ont des coefficients de variation semblables de .53 et .57 respectivement; le coefficient de corrélation entre les données communes aux deux saisons est égal à .76, indiquant ainsi une corrélation non négligeable entre les deux phénomènes saisonniers. Les patrons de déposition en ions sulfates pour ces deux saisons (figures 17 et 18) montrent des orientations similaires avec une continuité prédominante orientée plus ou moins selon l'axe est-ouest; on vérifie donc la présence d'une anisotropie directionnelle commune aux deux saisons en calculant à partir de leurs semi-variogrammes réduits directionnels respectifs, les semi-variogrammes réduits directionnels moyens pondérés correspondants. Pour ce faire, on divise les valeurs de dépôts des deux saisons par leur écart-type respectif de 1.89 et 1.46 kg/h/saison; on calcule ensuite les semi-

variogrammes réduits directionnels correspondants dont on fait ensuite les moyennes directionnelles pondérées par le nombre de paires utilisées (figure 19). On observe toutefois que, dans ce cas, aucune anisotropie ne peut être clairement identifiée à partir des semi-variogrammes directionnels réduits moyens.

D'autre part, on observe que les structures de variabilité omnidirectionnelle des valeurs réduites des deux saisons (figure 20) sont similaires en portées et effets de pépité et que leur regroupement en une structure omnidirectionnelle réduite moyenne (figure 21) contribue à amoindrir l'erraticité de chacune d'elles. Cette structure moyenne est alors modélisée et utilisée pour le krigeage des deux saisons, réduisant ainsi de moitié (de 2 à 1) le nombre d'ajustement de modèles mathématiques aux semi-variogrammes expérimentaux. On constate donc qu'en pratique, l'intérêt d'un regroupement temporel de l'information croît avec le nombre de saisons retenues.

4.3 ANALYSE STRUCTURALE

Lorsque ni le cokrigeage ni un regroupement temporel de l'information n'est approprié à l'estimation des dépôts saisonniers, on procède à l'analyse structurale des valeurs (originales) actives de dépôts pour chacune des saisons à l'étude. Une brève introduction aux concepts de base de l'analyse structurale par semi-variogramme est présentée à l'annexe A; on y décrit le calcul du semi-variogramme expérimental ainsi que la procédure de modélisation mathématique de cette fonction structurale.

Etant donné le nombre restreint de données de qualité disponibles (environ 35 par saison), la fiabilité des semi-variogrammes directionnels est remise en cause. On calcule donc le semi-variogramme omnidirectionnel expérimental des dépôts pour la saison traitée. On utilise alors un pas de distance établi en fonction de la densité moyenne d'information sur l'ensemble de la zone active, et un nombre de pas de façon à couvrir la moitié de la zone; au-delà de cette distance, les valeurs du semi-variogramme expérimental ne sont plus fiables (Journel et Huijbregts, 1978). On ajuste ensuite un modèle mathématique isotrope positif défini aux valeurs expérimentales du semi-variogramme. Même si cet ajustement peut être fait automatiquement, en tenant compte du nombre de paires de données utilisées dans le calcul de chaque valeur expérimentale, il demeure essentiel de toujours le vérifier "de visu". En principe, l'ajustement du modèle doit être satisfaisant de l'origine (effet de pépité) à la distance maximale de fiabilité du semi-variogramme expérimental (c'est-à-dire, la moitié de la zone active); en pratique, l'ajustement peut être limité à une distance inférieure en autant que le semi-variogramme ne soit pas sollicité pour de plus grandes distances lors du krigeage.

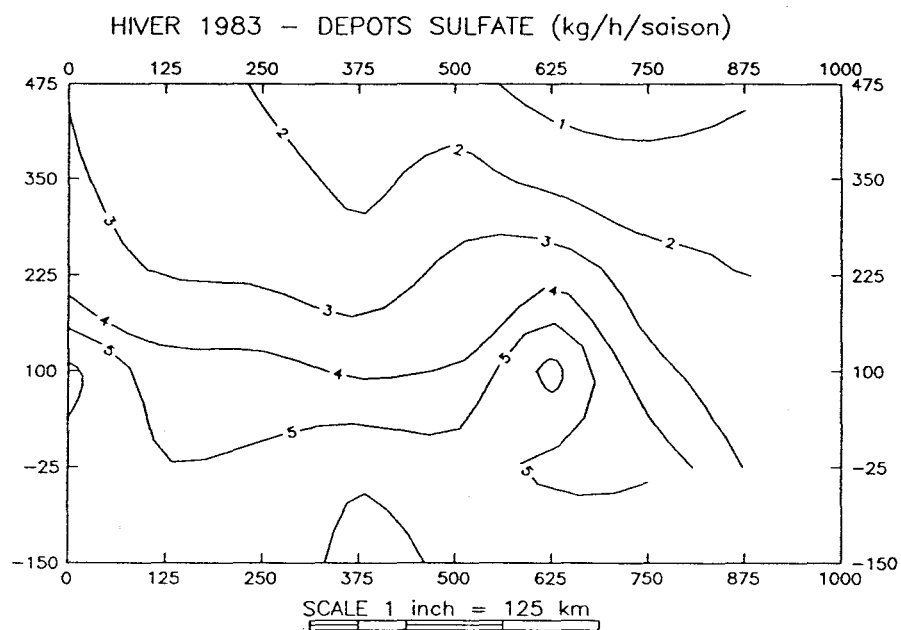


FIGURE 17 - Isocontours des 34 données actives de dépôts en ions sulfates - Hiver 1983.

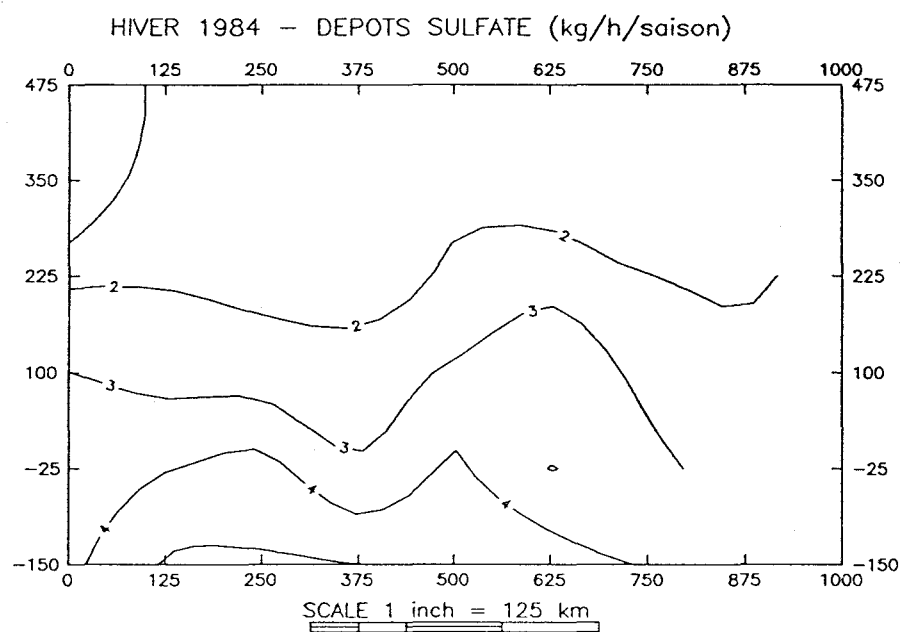


FIGURE 18 - Isocontours des 34 données actives de dépôts en ions sulfates - Hiver 1984.

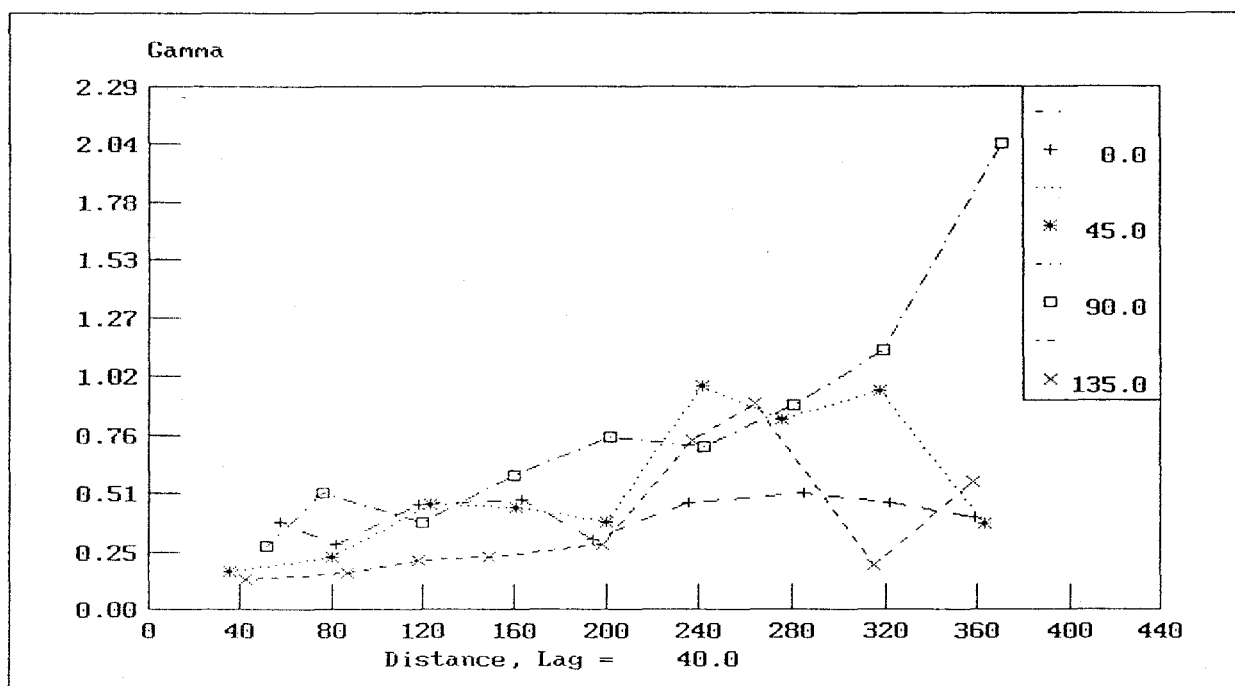


FIGURE 19 - Semi-variogrammes directionnels réduits moyens représentant les dépôts actifs des hivers 1983 et 1984.

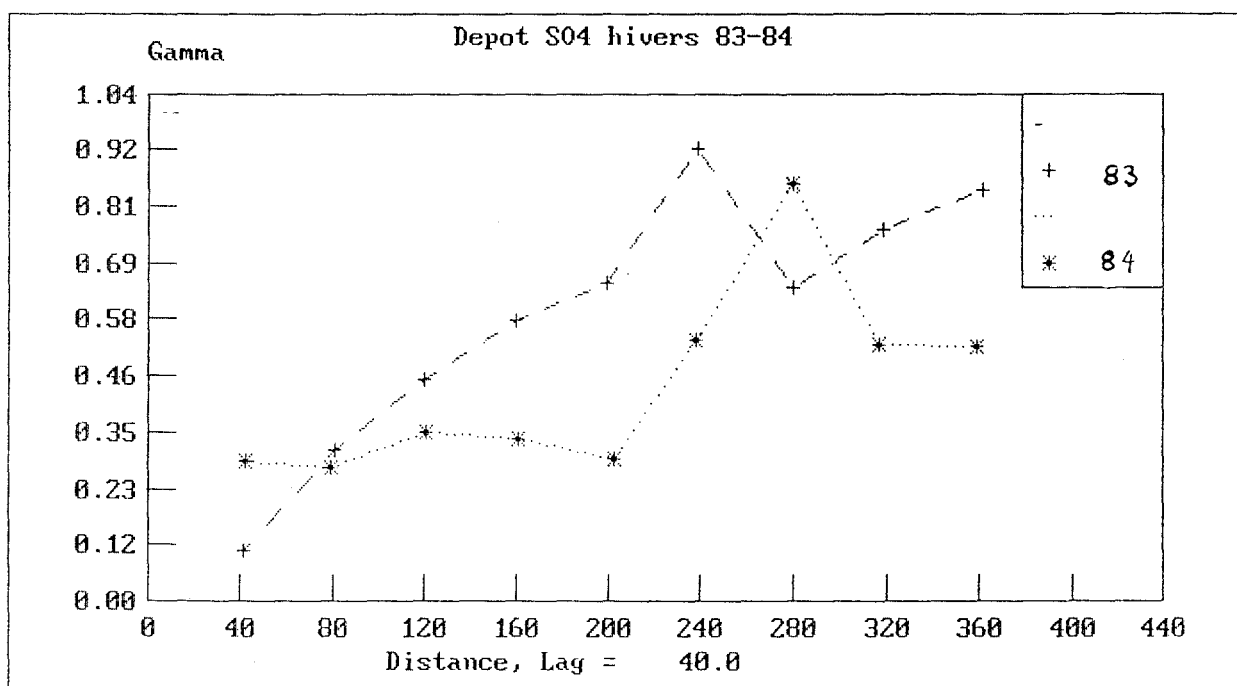


FIGURE 20 - Semi-variogrammes omnidirectionnels réduits des dépôts actifs des hivers 1983 et 1984.

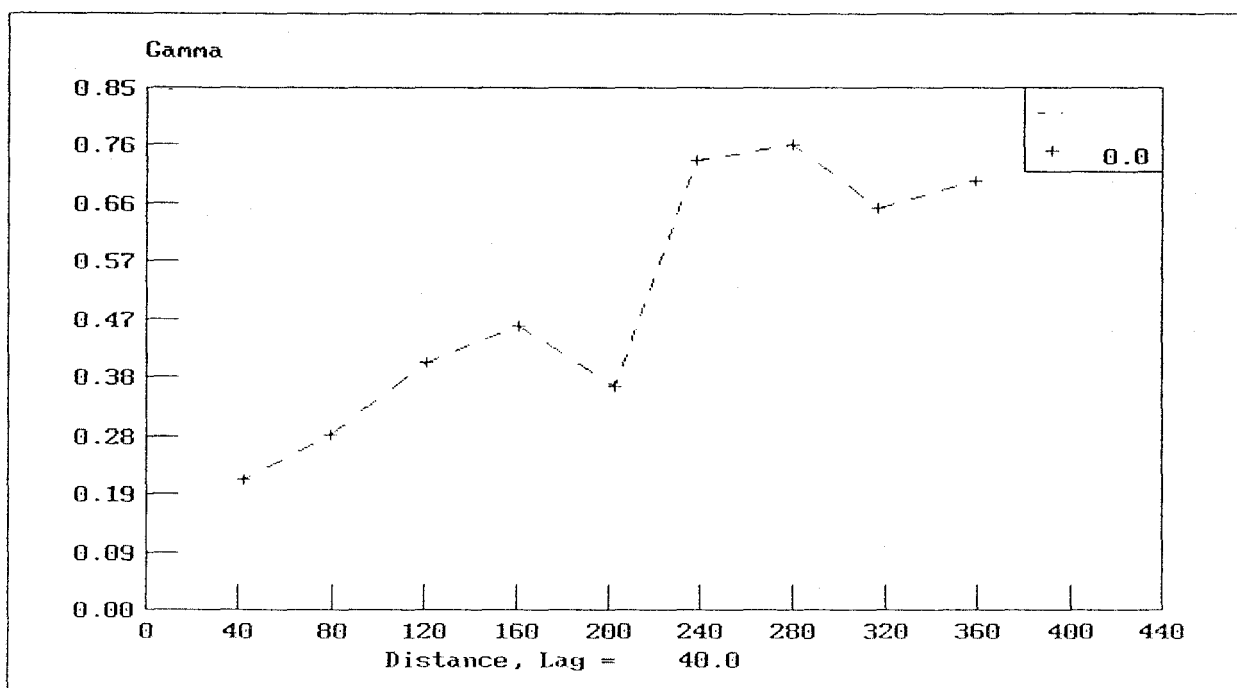


FIGURE 21 - Semi-variogramme omnidirectionnel réduit moyen représentant les dépôts actifs des hivers 1983 et 1984.

Pour le printemps 1985, comme on ne dispose que de 35 données actives de dépôts, on calcule leur semi-variogramme omnidirectionnel sur 10 pas de distance de 40 km avec une tolérance de 20 km (figure 22); on couvre ainsi environ la moitié de la zone active.

On ajuste aux valeurs expérimentales ainsi calculées un modèle mathématique de type sphérique dont l'équation est:

$$\begin{aligned}\gamma(h)_d &= 1.50 + 6.5 \cdot [1.5 \cdot (h/260) - 0.5 \cdot (h/260)^3] & 0 < h \leq 260 \text{ km} \\ &= 8.00 & h > 260 \text{ km}\end{aligned}$$

On remarque que l'ajustement n'est satisfaisant que pour des distances inférieures à 280 km, ce qui signifie que le semi-variogramme ne doit pas être sollicité pour des distances supérieures.

4.4 KRIGEAGE ORDINAIRE

Pour chacune des saisons à l'étude, on procède à l'estimation des dépôts acides par krigeage ordinaire. En tenant compte des données actives et passives, et selon la grille d'estimation établie au préalable (section 3.3), on krige les dépôts de la saison traitée à l'aide du modèle ajusté au semi-variogramme omnidirectionnel. Pour ce faire, on prend soin de déterminer un rayon de recherche des échantillons qui ne requiert pas l'utilisation du modèle du semi-variogramme pour des distances supérieures à sa distance maximale d'ajustement. D'autre part, les points ou surfaces de la zone active qui ne peuvent être proprement estimés selon ce plan de krigeage sont identifiés par une valeur manquante. On calcule enfin les paramètres statistiques principaux des résultats de l'estimation, tels que le nombre, la moyenne et la variance des valeurs krigées, ainsi que les moyennes des variances et écarts-types d'estimation correspondants.

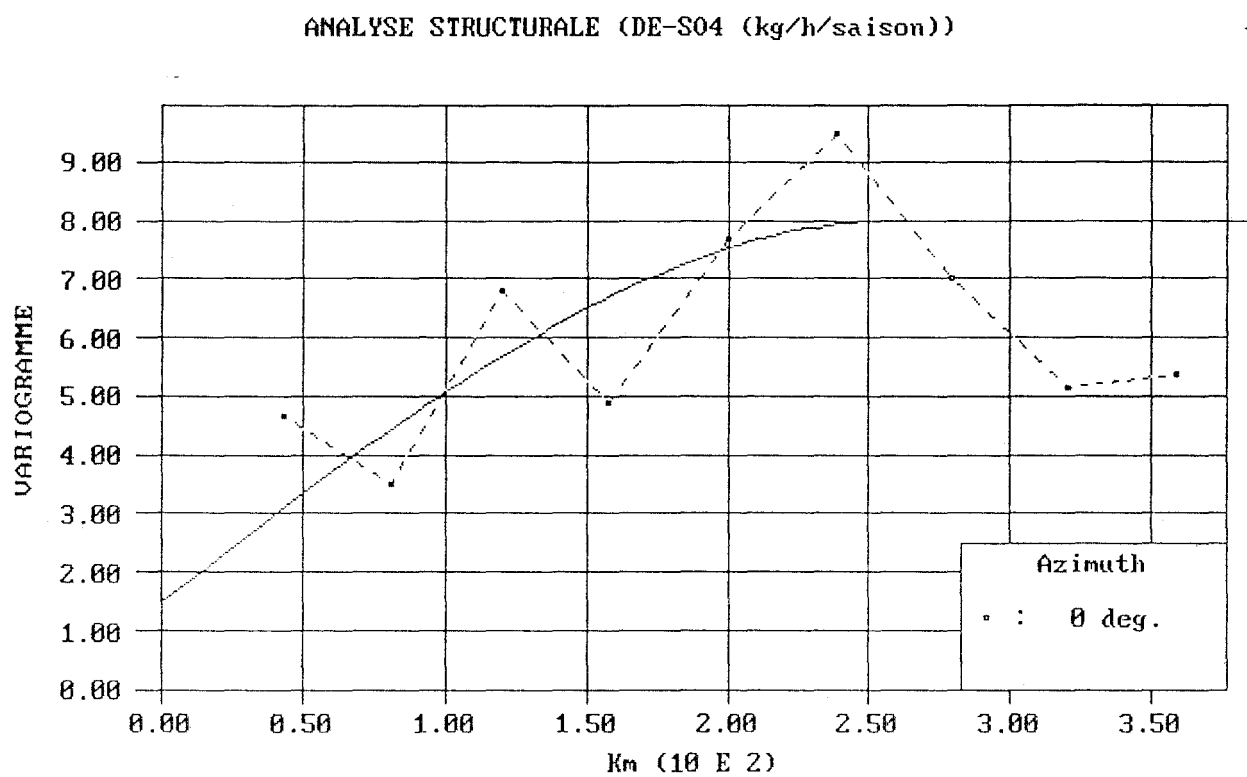


FIGURE 22 - Semi-variogramme omnidirectionnel des 35 dépôts actifs en ions sulfates - Printemps 1985.

Pour le cas du printemps 1985, on établit un plan de krigeage des unités de surface correspondant à la grille d'estimation définie à la section 3.3 (figure 6):

- Origine de la grille selon X: 62.5 km
- Origine de la grille selon Y: -87.5 km
- Dimension selon X de l'unité de surface à kriger: 125 km
- Dimension selon Y de l'unité de surface à kriger: 125 km
- Nombre d'unités de surface selon X: 8
- Nombre d'unités de surface selon Y: 5
- Nombre de points de discrétisation de l'unité de surface selon X: 4
- Nombre de points de discrétisation de l'unité de surface selon Y: 4
- Rayon de recherche des échantillons: 140 km.

En se basant sur l'ensemble des 38 données actives et passives échantillonnées durant la saison 1 (figure 2) et sur l'équation du modèle du semi-variogramme de la figure 22, on utilise le krigeage ordinaire pour estimer les 40 unités de surface couvrant la zone active. On remarque que le rayon de recherche (centré sur tout point situé à l'intérieur de chaque unité de surface à kriger) est limité à 140 km de sorte que le semi-variogramme n'est jamais utilisé pour une paire d'échantillons distants de plus de 280 km. Le krigeage de chaque unité de surface est réalisé en discrétisant celle-ci en une grille de 16 points, ce qui est normalement suffisant; dans le cas du krigeage d'unités ponctuelles, le nombre de points de discrétisation est égal à 1 (selon chaque axe).

A cause du peu de données et de leur répartition irrégulière à l'intérieur de la zone active, seules 28 unités de surface sont krigées sur un total de 40. On retrouve au tableau 7 les statistiques principales de ces résultats de krigeage, soit le nombre (#), la moyenne (m) et la variance (var) des valeurs estimées, ainsi que les moyennes des variances et écarts-types d'estimation (m(ve) et m(ete)).

ESTIMATION / KRIGEAGE DES DEPOTS PRINTEMPS 1985 (kg/ha/saison)	
#	28/40
m	5.49
var	2.50
m(ve)	2.01
m(ete)	1.36

TABLEAU 7 - Statistiques des résultats d'estimation par krigeage des dépôts en ions sulfates - printemps 1985.

4.5 AFFICHAGE DES DEPOTS ESTIMES

Les résultats d'estimation peuvent être illustrés à l'aide de grilles de valeurs ou d'isocontours.

4.5.1 Grille des valeurs estimées et des écarts-types d'estimation

On affiche tour à tour les grilles des valeurs krigées et des écarts-types d'estimation correspondants. Les unités non krigées sont alors identifiées par une absence de valeur. On définit ainsi les limites de la zone de dépôts krigés qui est particulière à la saison traitée et intérieure à la zone active (qui, elle, est commune à toutes les saisons à l'étude), et on obtient en même temps un aperçu rapide de la répartition spatiale des résultats de krigeage.

On retrouve aux figures 23 et 24 les grilles des résultats du krigeage des dépôts en ions sulfates du printemps 1985, soit les valeurs estimées et les écarts-types d'estimation associés. Tel que prévu, la précision d'estimation est moindre en bordure de la zone active et les valeurs estimées de dépôts sont moindres dans la région nord-est.

Une gradation basée sur des classes de couleurs peut être utilisée sur ces cartes pour en faciliter l'interprétation et la comparaison avec d'autres résultats d'estimation.

4.5.2 Isocontours des valeurs estimées et des écarts-types d'estimation (Surfer)

On trace les isocontours des dépôts krigés et des écarts-types d'estimation correspondants à l'intérieur de la zone active. On illustre ainsi le patron de répartition spatiale des dépôts krigés à l'intérieur de la zone active et le risque associé à ces prédictions. Ces cartes d'isocontours des dépôts des différentes saisons à l'étude représentent des outils d'interprétation et de comparaison pratiques.

Dans le cas du printemps 1985, on reconnaît le patron général de répartition des données actives du réseau de qualité (figure 11) dans celui des dépôts krigés (figure 25). Toutefois, le taux de variabilité des valeurs krigées est considérablement réduit, ceci à cause de l'effet de lissage caractéristique du krigeage (Journel et Huijbregts, 1978) et du changement de support effectué en passant de stations ponctuelles à des unités de surface de 125x125 km². Le patron de répartition des écarts-types d'estimation (figure 26) indique une précision réduite en bordure de la zone active.

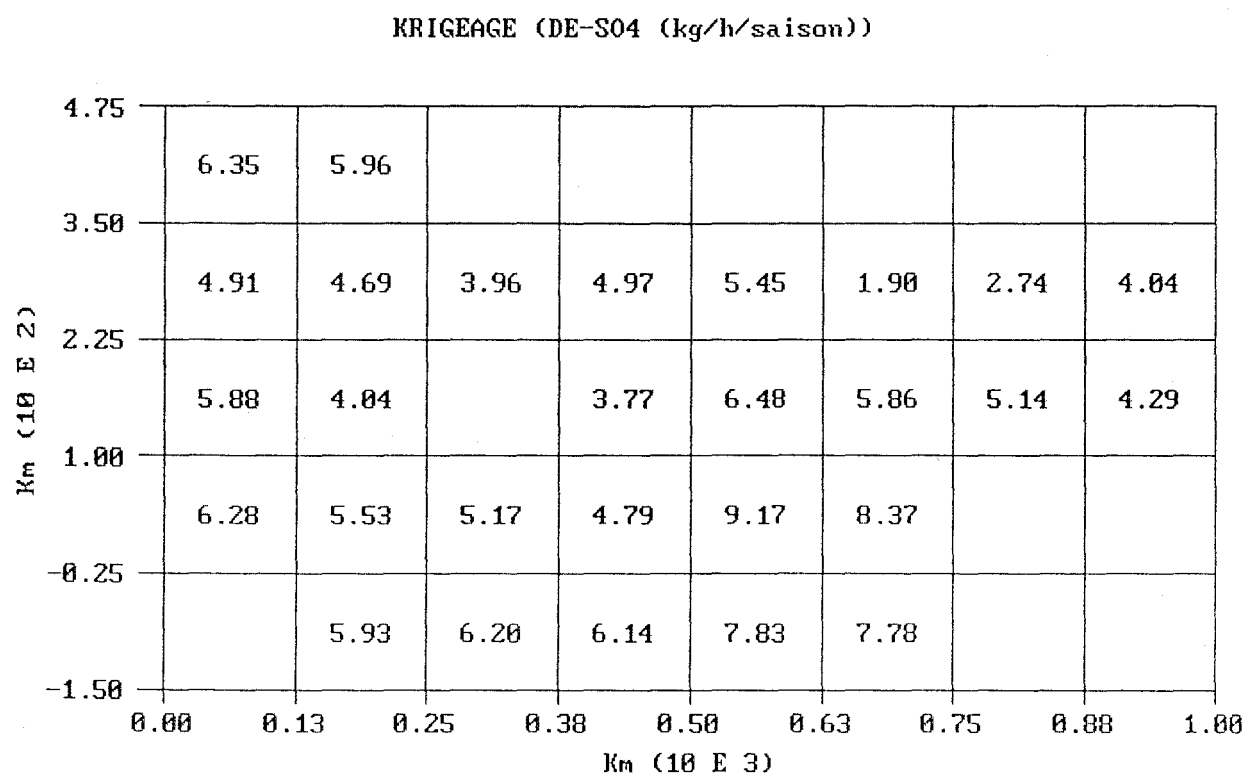


FIGURE 23 - Grille des dépôts en ions sulfates krigés (kg/h/saison) - Printemps 1985.

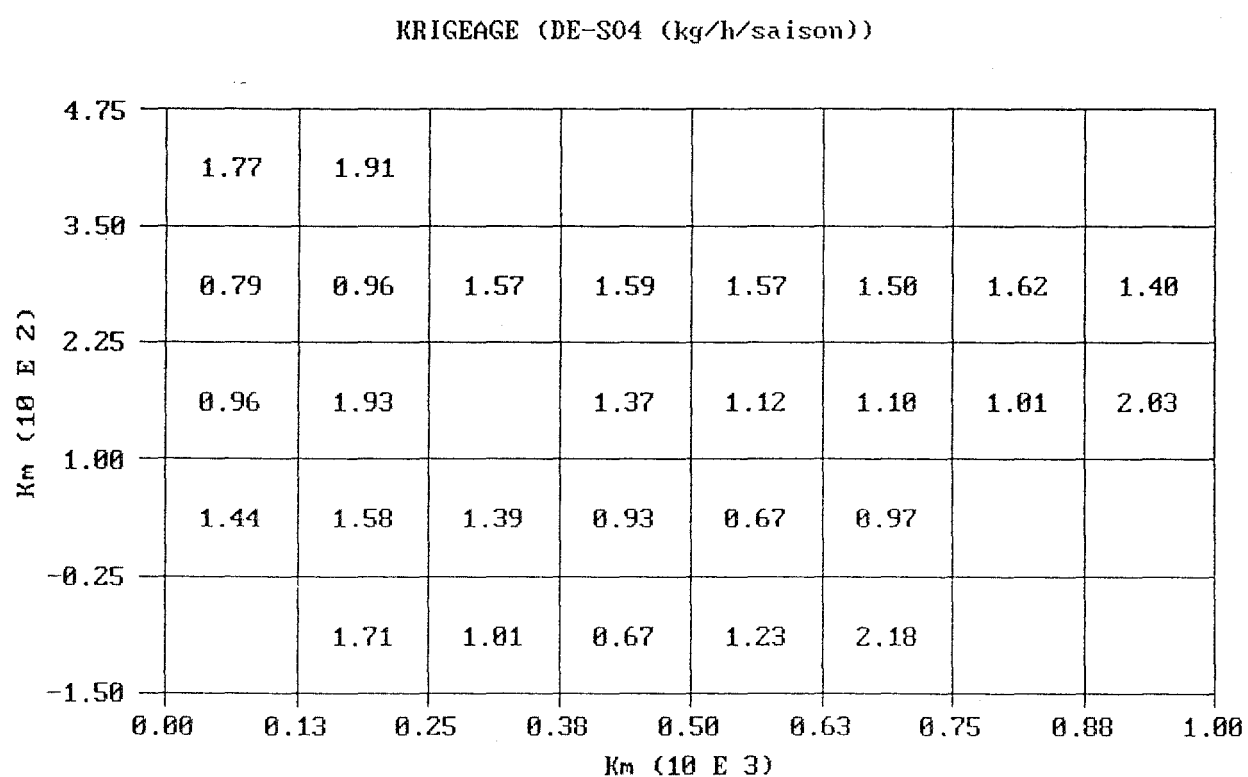


FIGURE 24 - Grille des écarts-types d'estimation des dépôts en ions sulfates (kg/h/saison) - Printemps 1985.

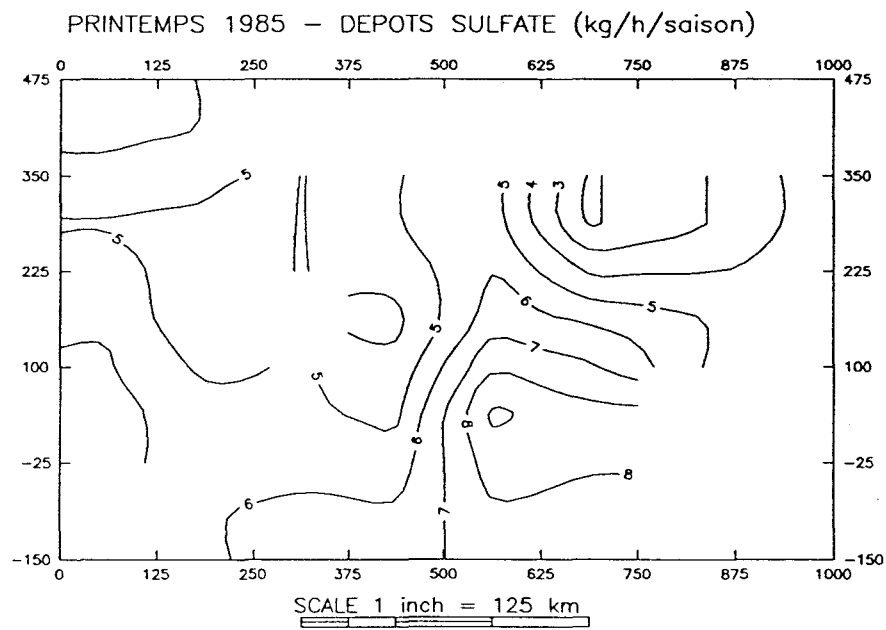


FIGURE 25 - Isocontours des dépôts en ions sulfates krigés (kg/h/saison) - Printemps 1985.

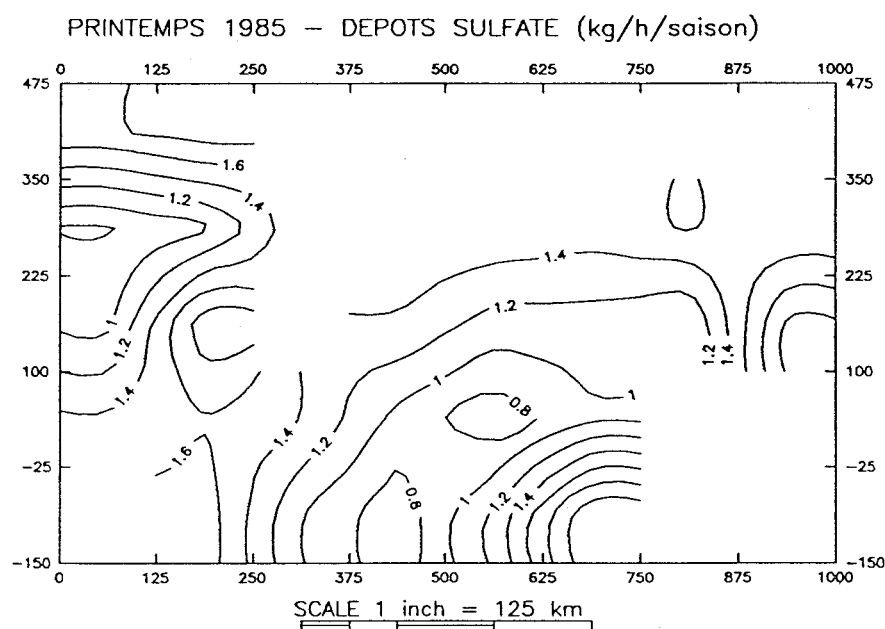


FIGURE 26 - Isocontours des écarts-types d'estimation des dépôts en ions sulfates (kg/h/saison) - Printemps 1985.

5. SEQUENCE D'ESTIMATION DES HAUTEURS DE PRECIPITATION

Les étapes de cette séquence d'estimation sont regroupées dans l'organigramme de la figure 27.

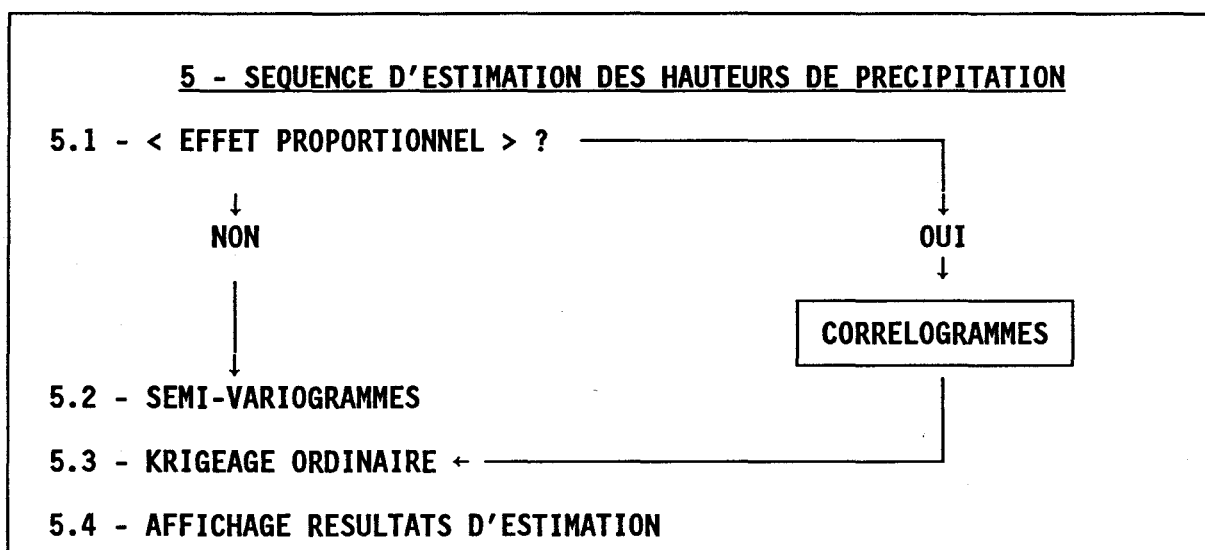


FIGURE 27 - Organigramme de la séquence d'estimation des hauteurs de précipitation.

5.1 EFFET PROPORTIONNEL ET ANALYSE STRUCTURALE PAR CORRELOGRAMME

Etant donné le nombre important de stations échantillonnées à partir du réseau de quantité recouvrant le sud du Québec, il est possible de vérifier l'existence d'un effet proportionnel entre les variances et moyennes locales des données actives. En présence d'un tel effet, il se peut qu'une analyse structurale par corrélogramme soit plus pertinente qu'une analyse basée sur le traditionnel semi-variogramme (Srivastava et Parker, 1989).

5.1.1 Effet proportionnel entre variances et moyennes locales

La présence d'un effet proportionnel entre les variances et moyennes locales des hauteurs de précipitation actives (Journel et Huijbregts, 1978; Srivastava et Parker, 1989) peut être indiquée par un histogramme à forte asymétrie positive de même que par une tendance ou dérive des isocontours à l'intérieur de la zone active. La probabilité d'occurrence d'un effet proportionnel est augmentée par un échantillonnage préférentiel des fortes valeurs. Un tel effet traduit l'absence de stationnarité d'ordre 2 (sur laquelle reposent les fondements du krigeage ordinaire).

Afin de vérifier la présence d'un tel effet proportionnel, on calcule les statistiques locales à l'intérieur d'un ensemble de cellules formant une grille superposée à la zone d'intérêt. On affiche ensuite, pour chaque cellule comportant un nombre suffisant de données, la moyenne locale élevée à une puissance choisie versus la variance correspondante. Le plus souvent, on vérifiera la présence d'une relation linéaire entre la moyenne au carré et la variance locale, une telle relation étant caractéristique d'une distribution lognormale; toutefois, dans le cas d'une distribution asymétrique positive non-lognormale des données actives, la relation entre moyennes et variances locales peut être différente et doit donc être identifiée comme telle.

Lorsqu'un effet proportionnel est ainsi identifié, il est préférable d'envisager une analyse structurale basée sur les corrélogrammes des hauteurs de précipitation.

5.1.2 Analyse structurale par corrélogramme

Au cours d'études récentes (Isaacks et Srivastava, 1988; Srivastava et Parker, 1989), la pertinence du semi-variogramme expérimental tel que couramment utilisé dans les études géostatistiques a été remise en question lors d'applications impliquant un ensemble de données comprenant des valeurs extrêmes et un échantillonnage irrégulier préférentiel. Les auteurs ont montré que, dans de telles circonstances, le semi-variogramme exhaustif était pauvrement représenté par le semi-variogramme expérimental traditionnel basé sur un échantillonnage restreint de données et que la fonction correspondante standardisée du "1-corrélogramme" était plus fiable.

5.1.2.1 Définition

La fonction expérimentale de corrélogramme des hauteurs de précipitation est définie comme suit, pour chaque vecteur distance $\mathbf{h}$:

$$\rho_p(\mathbf{h})^* = C_p(\mathbf{h})^* / \sigma_p(\mathbf{h})^* / \sigma_p(-\mathbf{h})^*$$

où la covariance $C_p(\mathbf{h})^*$, les moyennes $m_p(\mathbf{h})^*$ et $m_p(-\mathbf{h})^*$ et les variances $\sigma_p^2(\mathbf{h})^*$ et $\sigma_p^2(-\mathbf{h})^*$ sont définies comme suit, $NP(\mathbf{h})$ étant le nombre de paires séparées par $\mathbf{h}$:

$$C_p(\mathbf{h})^* = \left[\frac{1}{NP(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{NP(\mathbf{h})} p(x_i) \cdot p(x_i + \mathbf{h}) \right] - \left[m_p(\mathbf{h})^* \cdot m_p(-\mathbf{h})^* \right]$$

$$m_p(-\mathbf{h})^* = \frac{1}{NP(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{NP(\mathbf{h})} p(x_i)$$

$$m_p(\mathbf{h})^* = \frac{1}{NP(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{NP(\mathbf{h})} p(x_i + \mathbf{h})$$

$$\sigma_p^2(-\mathbf{h})^* = \left[\frac{1}{NP(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{NP(\mathbf{h})} p(x_i) \cdot p(x_i) \right] - [m_p(-\mathbf{h})^*]^2$$

$$\sigma_p^2(\mathbf{h})^* = \left[\frac{1}{NP(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{NP(\mathbf{h})} p(x_i + \mathbf{h}) \cdot p(x_i + \mathbf{h}) \right] - [m_p(\mathbf{h})^*]^2$$

On doit noter, que contrairement au calcul du semi-variogramme, le calcul du corrélogramme expérimental prend en compte le sens du vecteur distance $\mathbf{h}$: les positions x_i et $x_i + \mathbf{h}$ représentent respectivement les points source et cible de chaque paire et ne sont pas interchangeables dans le calcul de $\rho_p(\mathbf{h})^*$. De plus, cette fonction étant standardisée, elle varie entre -1 et 1.

En pratique, on a recours à la fonction expérimentale 1-corrélogramme, $1-\rho_p(h)^*$, qui, tout comme le semi-variogramme, quantifie "l'absence de corrélation spatiale" et qui peut donc être modélisée à l'aide des modèles mathématiques couramment utilisés pour les semi-variogrammes.

5.1.2.2 Utilisation du 1-corrélogramme

La fonction 1-corrélogramme ne doit pas systématiquement remplacer le semi-variogramme dans toutes les applications. Jusqu'à présent, son utilisation n'a été justifiée que dans des cas particuliers d'hétéroscédacité et d'échantillonnage préférentiel de valeurs extrêmes (Srivastava et Parker, 1989). L'utilisateur doit donc au préalable s'assurer que les conditions suivantes sont remplies avant de procéder au calcul de fonctions 1-corrélogrammes:

- un histogramme à asymétrie positive (par exemple, de type lognormal) avec un coefficient de variation élevé (> 2.0);
- un patron d'échantillonnage irrégulier préférentiel;
- un nombre suffisant de données permettant le calcul de statistiques locales;
- un effet proportionnel direct entre les moyennes et variances locales des données;

Des recherches se poursuivent afin de préciser et, possiblement d'étendre les conditions d'utilisation de la fonction 1-corrélogramme. Lorsqu'une analyse structurale par corrélogramme s'avère pertinente, on procède au calcul des fonctions expérimentales de la même manière que pour les fonctions de semi-variogrammes, i.e., tel qu'il est décrit à la section 5.2. On procède ensuite au krigeage des hauteurs de précipitation tout comme si on utilisait les fonctions de semi-variogrammes, i.e., tel que discuté à la section 5.3. Il faut noter toutefois que lorsque la fonction de 1-corrélogramme est utilisée, la variance d'estimation qui en résulte est "standardisée" et donc directement comparable avec les résultats des autres saisons.

Dans le cas des hauteurs de précipitation mesurées au cours des 12 saisons à l'étude (tableau 2), bien que la densité du réseau d'échantillonnage soit irrégulière, les coefficients de variation ne dépassent pas .29 et les moyennes et médianes pour chaque saison sont semblables, ce qui traduit des distributions probabilistes symétriques. Si on considère plus particulièrement la saison printemps 1985, on constate que l'histogramme des 307 hauteurs de précipitation actives est symétrique (figure 9) et qu'aucun effet proportionnel direct entre les moyennes (au carré) et variances locales ne peut être identifié (figure 28). Il semble donc que tout au moins pour cette saison et vraisemblablement pour les 11 autres saisons à l'étude, on ne soit pas en présence d'un tel effet proportionnel et que l'on ait pas à utiliser la fonction 1-corrélogramme.

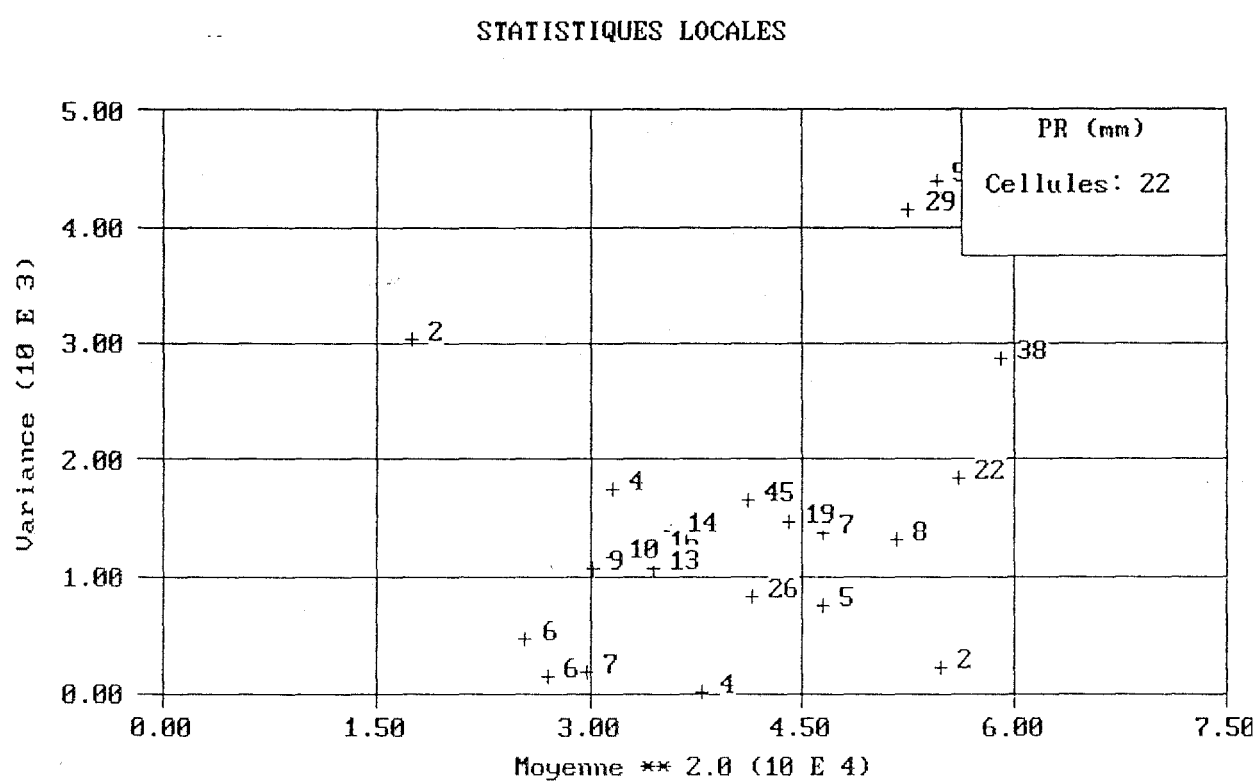


FIGURE 28 - Relation entre le carré des moyennes locales et les variances locales des hauteurs de précipitation et nombre de données par cellule - Printemps 1985.

5.2 ANALYSE STRUCTURALE DES DONNEES ACTIVES DE PRECIPITATION.

On choisit, au besoin, les directions de variographie en fonction de l'orientation préférentielle des isocontours établis à la section 3.8. On choisit un pas de distance en fonction de la densité d'information moyenne à l'intérieur de la zone active et un nombre de pas de façon à couvrir la moitié de la dimension de la zone. En présence d'une structure de variabilité directionnelle préférentielle, l'ajustement d'un modèle mathématique anisotrope positif défini est complexe et requiert un minimum d'expertise. Le lecteur est donc invité à consulter Journel et Huijbregts (1978) afin de bien saisir les principes de la modélisation anisotrope; une brève description des modèles structuraux couramment utilisés ainsi que des types d'anisotropie rencontrés en pratique est toutefois présentée à l'annexe A.

Etant donné le grand nombre de hauteurs de précipitation mesurées au cours du printemps 1985, on calcule les semi-variogrammes selon différentes directions. Pour ce faire, on utilise 10 pas de 40 km avec une tolérance de 10 km, couvrant ainsi une distance totale de 400 km. Après quelques essais directionnels et en se basant sur les isocontours des données actives de précipitation de cette saison (figure 12), les azimuths et la tolérance suivants sont retenus: 10, 45, 100 et 145 degrés $\pm$ 22.5 degrés (figure 29). On identifie en effet un taux de variabilité maximal selon la direction de 100 degrés et minimal perpendiculairement, c'est-à-dire selon la direction de 10 degrés.

On ajuste donc un modèle anisotropique zonal (Buxton, 1982; Journel et Huijbregts, 1978) aux semi-variogrammes expérimentaux:

$$\begin{aligned}
 \gamma_p(h) &= 850 + 1350 \cdot [1.5 \cdot (h\alpha/120) - 0.5 \cdot (h\alpha/120)^3] \\
 &\quad + 1000 \cdot [1.5 \cdot (h/160) - 0.5 \cdot (h/160)^3] \quad \begin{matrix} 0 \leq h\alpha \leq 120 \text{ km} \\ h\alpha \leq h \leq 160 \text{ km} \end{matrix} \\
 &= 2200 + 1000 \cdot [1.5 \cdot (h/160) - 0.5 \cdot (h/160)^3] \quad \begin{matrix} h\alpha > 120 \text{ km} \\ h\alpha \leq h \leq 160 \text{ km} \end{matrix} \\
 &= 3200 \quad h\alpha \text{ et } h > 160 \text{ km}
 \end{aligned}$$

où $h\alpha$ est la composante selon la direction de variabilité maximale de 100 degrés de la distance h entre deux points. On remarque à la figure 29 que l'ajustement n'est valable que pour des distances inférieures à 250 km.

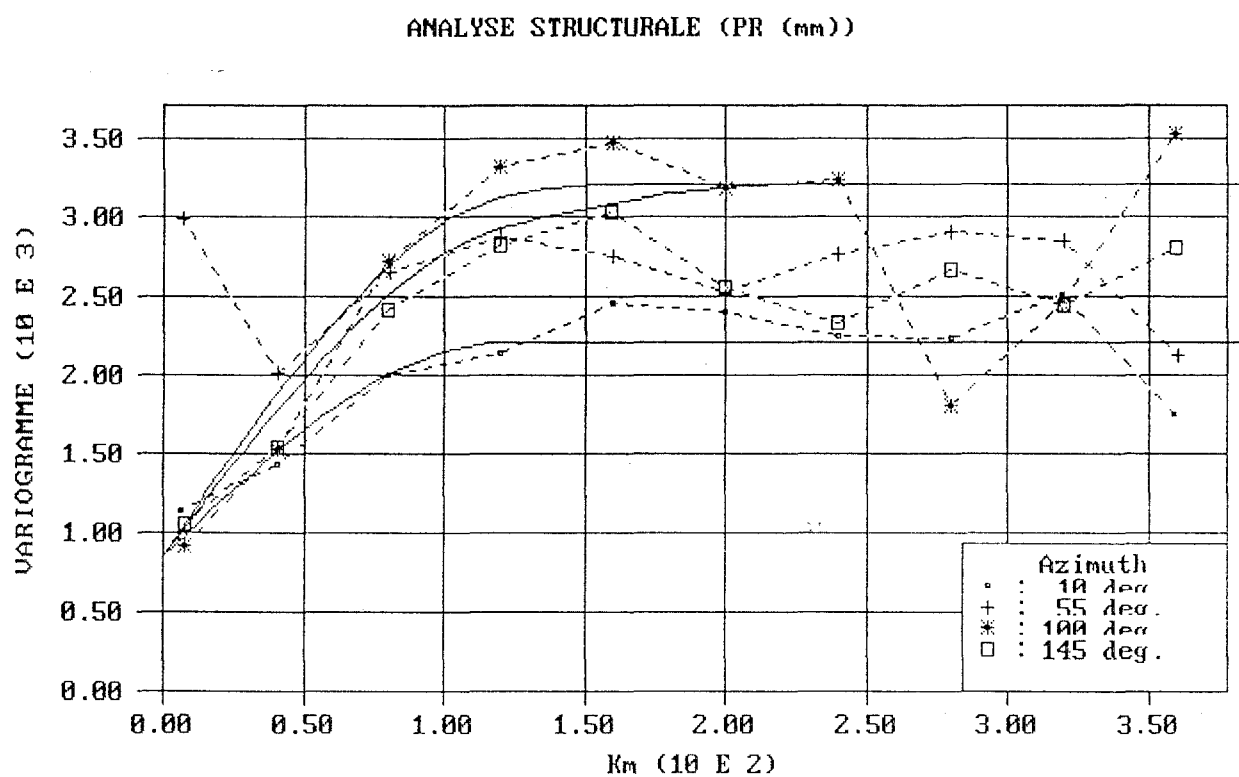


FIGURE 29 - Semi-variogrammes directionnels des 307 hauteurs de précipitation actives et modèle d'anisotropie zonale ajusté aux valeurs expérimentales - Printemps 1985.

5.3 ESTIMATION DES HAUTEURS DE PRECIPITATION PAR KRIGEAGE ORDINAIRE.

Prenant en compte les données actives et passives, et selon la grille d'estimation définie à la section 3.3, on krige les hauteurs de précipitation de la saison traitée à l'aide du modèle ajusté au semi-variogrammes expérimentaux établis à l'étape précédente. Encore une fois, on établit un rayon de recherche des échantillons qui ne requiert l'utilisation du modèle que pour des distances inférieures à sa distance maximale d'ajustement. Les points ou surfaces de la zone active qui ne peuvent être adéquatement estimés selon ce plan de krigeage sont identifiés par une valeur manquante. On calcule enfin les paramètres statistiques principaux des résultats de l'estimation, tels que le nombre, la moyenne et la variance des valeurs krigées, ainsi que les moyennes des variances et écarts-types d'estimation correspondants.

Contrairement à l'estimation des dépôts du printemps 1985 (section 4.4), où le rayon de recherche est égal à 140 km, on considère un rayon de recherche de 125 km pour le krigeage des hauteurs de précipitations correspondantes; ce choix est contrôlé par la distance maximale d'utilisation du modèle ajusté aux semi-variogrammes expérimentaux de la figure 29 qui est de 250 km. Les autres paramètres du plan de krigeage sont identiques à ceux utilisés pour les dépôts:

- Origine de la grille selon X: 62.5 km
- Origine de la grille selon Y: -87.5 km
- Dimension selon X de l'unité de surface à kriger: 125 km
- Dimension selon Y de l'unité de surface à kriger: 125 km
- Nombre d'unités de surface selon X: 8
- Nombre d'unités de surface selon Y: 5
- Nombre de points de discrétisation de l'unité de surface selon X: 4
- Nombre de points de discrétisation de l'unité de surface selon Y: 4
- Rayon de recherche des échantillons: 125 km.

En se basant sur l'ensemble des 348 données actives et passives échantillonnées durant le printemps 1985 (figure 3) et sur l'équation du modèle anisotrope des semi-variogrammes directionnels de la figure 29, on utilise le krigeage ordinaire pour estimer les 40 unités de surface couvrant la zone active. On remarque que le rayon de recherche (centré sur tout point situé à l'intérieur de chaque unité de surface à kriger) est limité à 125 km de sorte que le semi-variogramme n'est jamais utilisé pour des distances entre deux points supérieures à 250 km.

Grâce au nombre important de données à l'intérieur de la zone active, 36 unités de surface sont krigées sur un total possible de 40. On retrouve au tableau 8 les statistiques principales de ces résultats de krigage, soit le nombre (#), la moyenne (m) et la variance (var) des valeurs estimées, ainsi que les moyennes des variances et écarts-types d'estimation (m(ve) et m(ete)).

ESTIMATION / KRIGEAGE DES PRECIPITATIONS PRINTEMPS 1985 (mm)	
#	36/40
m	189
var	789
m(ve)	684
m(ete)	23.3

TABLEAU 8 - Statistiques des résultats d'estimation par krigage des hauteurs de précipitation - Printemps 1985.

5.4 AFFICHAGE DES HAUTEURS DE PRECIPITATION ESTIMEES

Tout comme pour les dépôts, on peut illustrer les résultats d'estimation des hauteurs de précipitation à l'aide de grilles de valeurs ou d'isocontours.

5.4.1 Grille des valeurs estimées et des écarts-types d'estimation

On affiche tour à tour les grilles des valeurs krigées et des écarts-types d'estimation correspondants. Les unités non krigées sont alors identifiées par une absence de valeur. On définit ainsi les limites de la zone de précipitations krigées qui est particulière à la saison traitée et intérieure à la zone active (qui, elle, est commune à toutes les saisons à

l'étude), et on obtient en même temps un aperçu rapide de la répartition spatiale des résultats de krigeage.

On retrouve aux figures 30 et 31 les grilles des résultats du krigeage des hauteurs de précipitation du printemps 1985, soit les valeurs estimées et les écarts-types d'estimation associés. Tel que prévu, la précision d'estimation est moindre en bordure nord-est de la zone active, où le nombre de données disponibles est restreint.

Une gradation basée sur des classes de couleurs peut être utilisée sur ces cartes pour en faciliter l'interprétation et la comparaison avec d'autres résultats d'estimation.

5.4.2 Isocontours des valeurs estimées et des écarts-types d'estimation (Surfer)

On trace les isocontours des hauteurs de précipitation krigées et des écarts-types d'estimation correspondants à l'intérieur de la zone active. On illustre ainsi le patron de répartition spatiale des précipitations krigées à l'intérieur de la zone active et le risque associé à ces prédictions. Les cartes d'isocontours des dépôts des différentes saisons à l'étude peuvent subséquemment être comparées et interprétées.

La carte d'isocontours des hauteurs de précipitation krigées pour le printemps 1985 (figure 32) reproduit bien le patron général de répartition des données actives du réseau de quantité (figure 12). Encore un fois, le taux de variabilité des valeurs krigées est réduit de façon significative, ceci à cause de l'effet de lissage du krigeage (Journel et Huijbregts, 1978) et du changement de support effectué passant de stations ponctuelles à des unités de surface de 125x125 km². Les isocontours des écarts-types d'estimation correspondants (figure 33) indiquent une précision croissante du nord vers le sud.

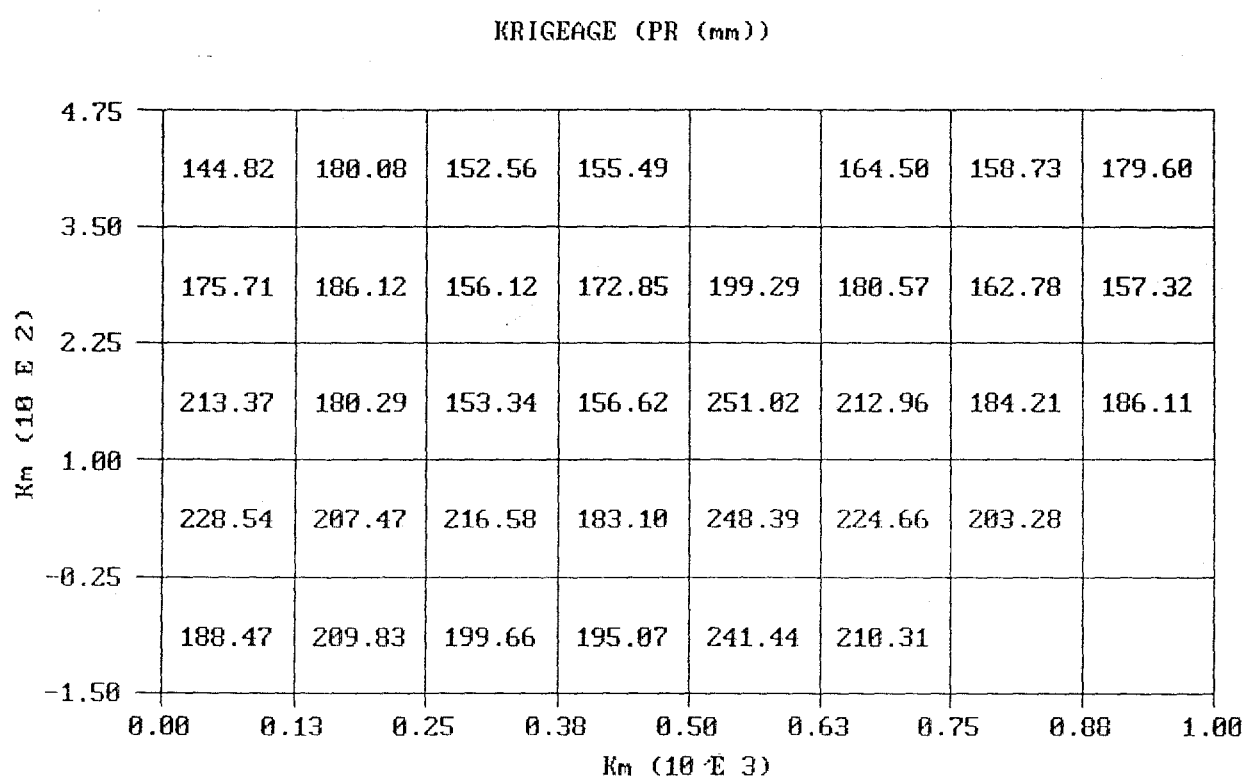


FIGURE 30 - Grille des hauteurs de précipitation krigées (mm) - Printemps 1985.

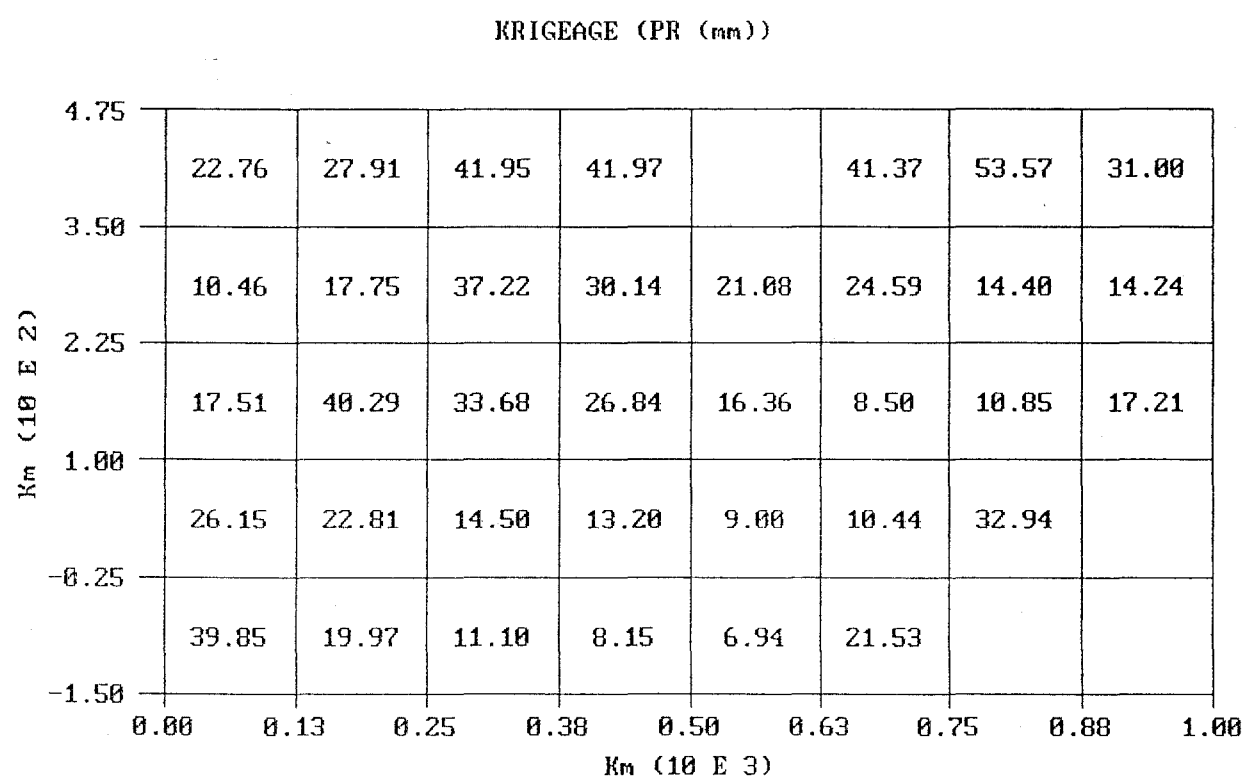


FIGURE 31 - Grille des écarts-types d'estimation des hauteurs de précipitation (mm) - Printemps 1985.

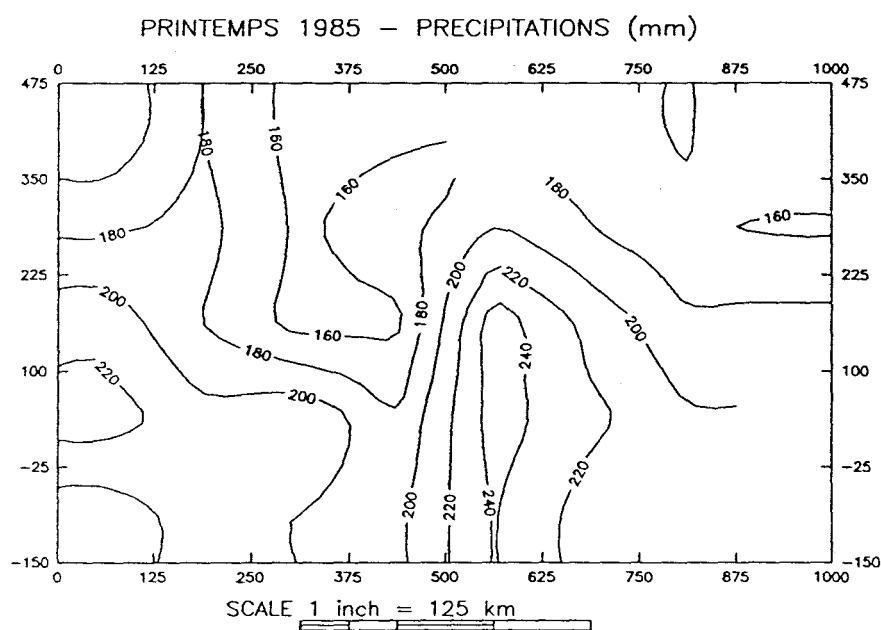


FIGURE 32 - Isocontours des hauteurs de précipitation krigées (mm) - Printemps 1985.

6 SEQUENCE D'ESTIMATION DES CONCENTRATION ACIDES

Les étapes de cette séquence d'estimation sont illustrées dans l'organigramme de la figure 34. Dans un premier temps, on doit décider de la procédure d'estimation des concentrations: directement, par un krigeage ordinaire basé sur les données de concentration disponibles, ou indirectement, à travers le quotient des dépôts et hauteurs de précipitation krigés correspondants. Un exemple de l'impact de ce choix, qui dépend du caractère additif de la variable concentration à l'étude (section 3.9), est présenté à l'annexe B.

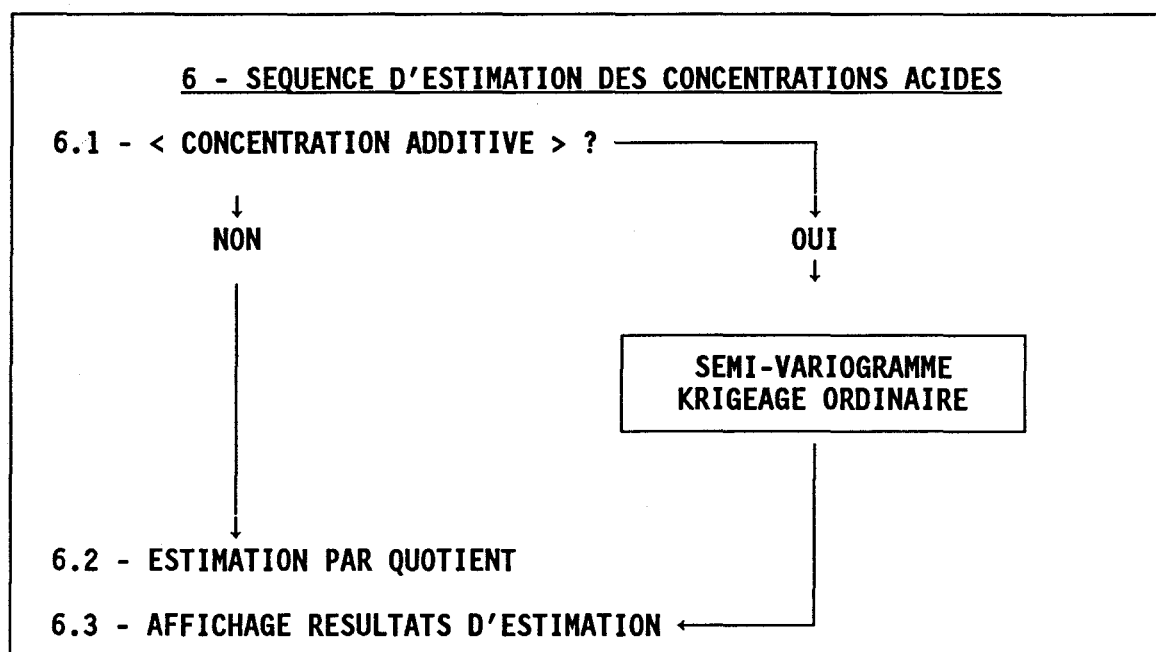


FIGURE 34 - Organigramme de la séquence d'estimation des concentrations.

6.1 ESTIMATION PAR KRIGEAGE ORDINAIRE

Lorsque la variable concentration représentée par l'ensemble des données actives de concentrations de la saison traitée est considérée comme une variable additive à la suite des vérifications proposées à la section 3.9, on procède à l'estimation des concentrations acides de la même manière que pour les dépôts acides (chapitre 4); même l'approche par regroupement temporel discutée à la section 4.2 peut s'avérer pertinente à condition que les variables concentrations de toutes les saisons impliquées dans un tel regroupement soient reconnues comme étant additives.

6.2 ESTIMATION PAR QUOTIENT

Lorsque l'additivité de la variable concentration n'est pas reconnue pour la saison traitée, on procède à l'estimation des concentrations acides par quotient: pour chaque point ou unité de surface de la grille d'estimation définie à la section 3.3, on estime les concentrations (c^*) en faisant le quotient des dépôts krigés (d^*) par les hauteurs de précipitations krigées (p^*) correspondantes:

$$c^* = d^* / p^* / fc$$

où "fc" est un facteur de conversion d'unités. Les variances d'estimation relatives associées sont calculées comme suit:

$$\frac{\sigma_e^2 c}{c^{*2}} \approx \frac{\sigma_e^2 d}{d^{*2}} + \frac{\sigma_e^2 p}{p^{*2}} - 2 \cdot \rho_{dp} \cdot \frac{\sigma_e d}{d^*} \cdot \frac{\sigma_e p}{p^*}$$

où $\sigma_e^2 d$ et $\sigma_e^2 p$ sont les variances d'estimation des dépôts et précipitations krigés, et où ρ_{dp} est quantifié par le coefficient de corrélation entre les données de dépôts et de précipitations. La variance d'estimation absolue des concentrations $\sigma_e^2 c$ est ensuite établie en multipliant la variance relative par le carré de c^* .

On calcule ensuite les paramètres statistiques principaux de ces résultats d'estimation, tels que le nombre, la moyenne et la variance des valeurs krigées, ainsi que les moyennes des variances et écarts-types d'estimation correspondants.

Pour chacune des 28 unités de surface krigées pour les dépôts du printemps 1985, on obtient la concentration estimée en faisant le quotient du dépôt krigé (figure 23) par la

hauteur de précipitation krigée (figure 30) et par le facteur de conversion d'unités (.00048031 pour l'ion sulfate). La variance d'estimation associée est calculée selon l'équation présentée ci-dessus, où $\rho_{dp} = .89$. Les statistiques principales de ces résultats d'estimation apparaissent au tableau 9.

ESTIMATION / QUOTIENT DES CONCENTRATIONS PRINTEMPS 1985 ($\mu\text{eq/l}$)	
#	28/40
m	57.8
var	171
m(ve)	122
m(ete)	10.3

TABLEAU 9 - Statistiques des résultats d'estimation par quotient des concentrations en ions sulfates - Printemps 1985.

6.3 AFFICHAGE DES CONCENTRATIONS ESTIMEES

Tout comme pour les dépôts et hauteurs de précipitation, on peut illustrer les résultats d'estimation des concentrations acides à l'aide de grilles de valeurs ou d'isocontours.

6.3.1 Grille des valeurs estimées et des écarts-types d'estimation

On affiche tour à tour les grilles des valeurs krigées et des écarts-types d'estimation correspondants. Les unités non estimées sont alors identifiées par une absence de valeur. On définit ainsi les limites de la zone de concentrations estimées qui est particulière à la saison traitée et intérieure à la zone active (qui, elle, est commune à toutes les saisons à l'étude), et on obtient en même temps un aperçu rapide de la répartition spatiale des résultats de krigeage.

On retrouve aux figures 35 et 36 les valeurs estimées et écarts-types d'estimation associés pour les 28 unités de surface estimées durant le printemps 1985.

6.3.2 Isocontours des valeurs estimées et des écarts-types d'estimation

On trace les isocontours des concentrations estimées et des écarts-types d'estimation correspondants à l'intérieur de la zone active. On illustre ainsi le patron de répartition spatiale des dépôts krigés à l'intérieur de la zone active et le risque associé à ces prédictions. Les cartes d'isocontours des concentrations des différentes saisons à l'étude peuvent subséquemment être comparées et interprétées.

Pour le printemps 1985, les isocontours des concentrations estimées par quotient et leurs écarts-types d'estimation apparaissent aux figure 37 et 38. On remarque une forte similarité entre les isocontours des valeurs estimées et ceux des données actives de concentration (figure 13), ce qui confirme la pertinence du choix de l'estimation par quotient. Tout comme pour les dépôts et les précipitations (figures 26 et 33), le niveau de précision le plus élevé est atteint au centre sud de la zone active où l'information est la plus abondante.

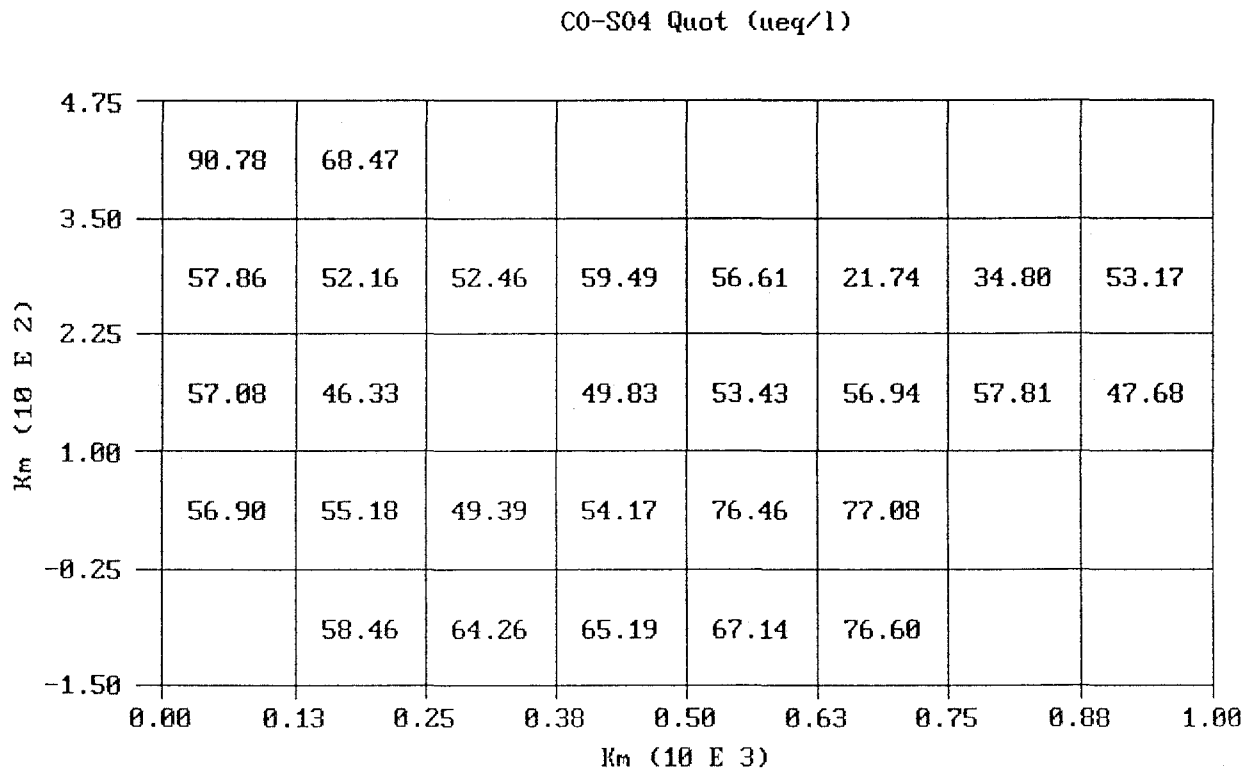


FIGURE 35 - Grille des concentrations en ions sulfates estimées par quotient ($\mu\text{eq/l}$) - Printemps 1985.

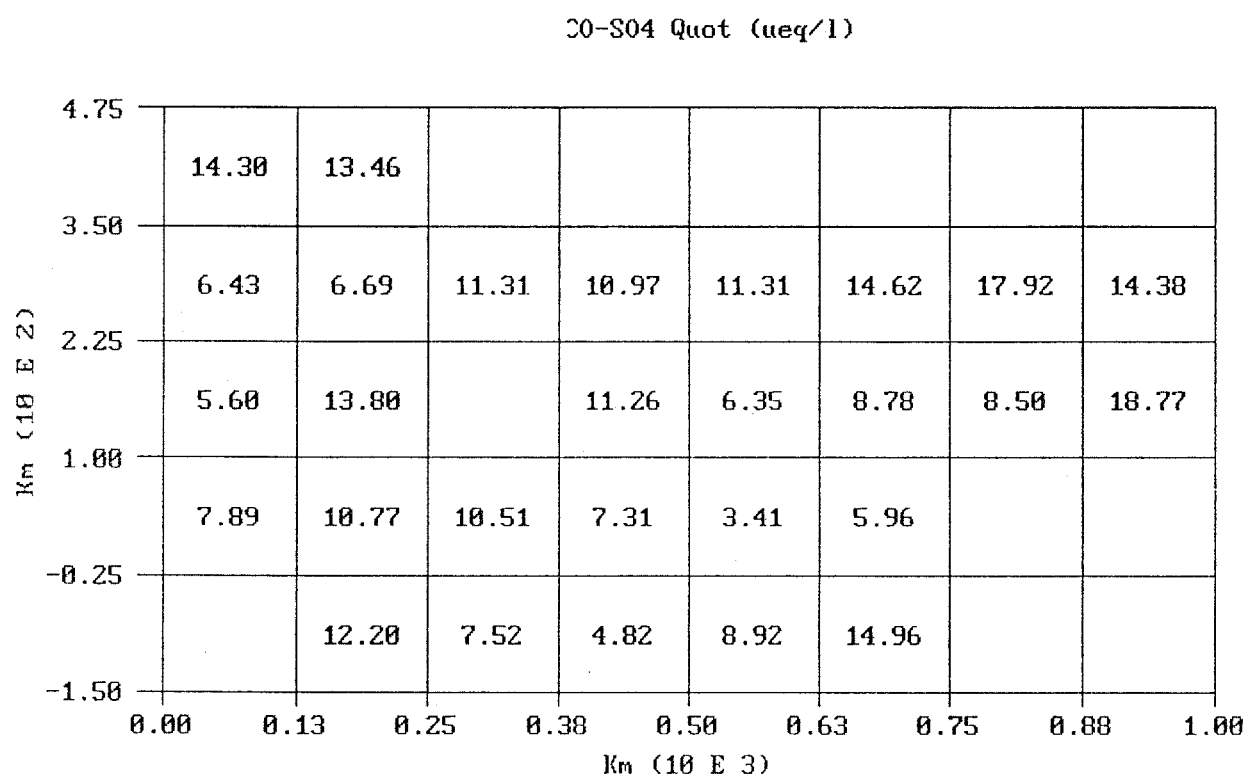


FIGURE 36 - Grille des écarts-types d'estimation des concentrations en ions sulfates ($\mu\text{eq/l}$) - Printemps 1985.

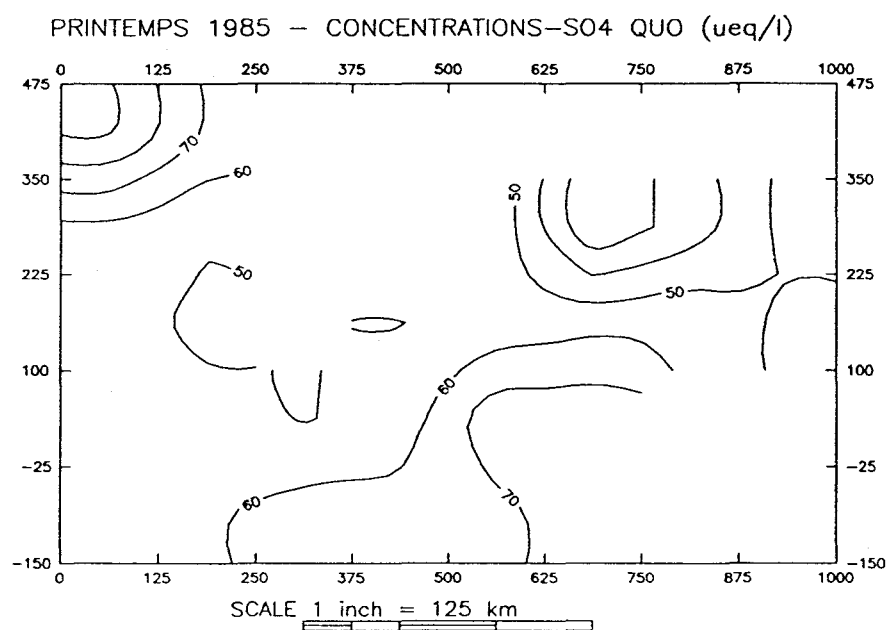


FIGURE 37 - Isocontours des concentrations en ions sulfates estimées par quotient ($\mu\text{eq/l}$) - Printemps 1985.

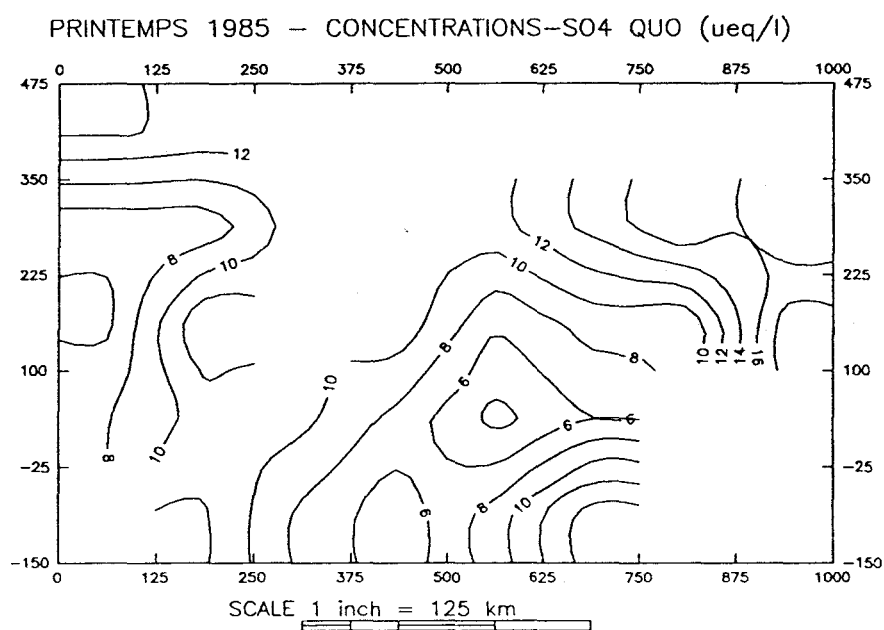


FIGURE 38 - Isocontours des écarts-types d'estimation des concentrations en ions sulfates (µeq/l) - Printemps 1985.

7 REGROUPEMENT DES RESULTATS D'ESTIMATION BASES SUR PLUSIEURS PERIODES DE TEMPS CONSECUTIVES

Etant donné le nombre très limité de mesures de qualité disponibles à une même station au cours des quatre saisons d'une année, les résultats d'estimation des dépôts annuels basés sur de telles mesures saisonnières cumulées à chaque station pendant les quatre saisons seraient peu fiables. Par exemple, seules 19 stations ont été systématiquement échantillonnées au cours des quatre saisons de l'année 1984 alors que de 30 à 36 stations ont été échantillonnées durant chacune de ces saisons (tableau 1).

On propose donc d'estimer les dépôts annuels en regroupant les résultats d'estimation saisonnière des quatre saisons composant l'année. Cette approche a l'avantage de prendre en compte toute l'information disponible pour chacune des saisons de l'année traitée, plutôt que de rejeter certaines mesures saisonnières provenant de stations qui n'ont pas été systématiquement échantillonnées durant les quatre saisons.

D'autre part, le réseau de quantité étant suffisamment dense, l'estimation des hauteurs de précipitation annuelles peut être réalisée selon la procédure décrite à la section 5, c'est-à-dire après avoir fait la somme des hauteurs de précipitation saisonnières à chacune des stations échantillonnées pour les quatre saisons formant l'année à l'étude.

Enfin, l'estimation des concentrations annuelles est réalisée en faisant le quotient des dépôts annuels estimés par les hauteurs de précipitation annuelles estimées de la même manière que pour les concentrations saisonnières (section 6.2).

7.1 ESTIMATION DES DEPOTS ANNUELS

Pour chaque unité de surface k estimée pour les quatre saisons d'une même année, le dépôt annuel estimé da_k^* est égal à la somme des quatre dépôts saisonniers krigés d_{ik}^* :

$$da_k^* = \sum_{i=1}^4 d_{ik}^*$$

Le krigeage ordinaire étant une technique d'interpolation linéaire, cet estimateur est valable au même titre qu'un estimateur krigé.

7.2 VARIANCE D'ESTIMATION DES DEPOTS ANNUELS

Il peut être démontré que la variance d'estimation associée à la valeurs estimée da_k^* est exprimée comme suit (Journel et Huijbregts, 1978):

$$\sigma_e^2 da_k = \sum_{i=1}^4 \sigma_e^2 d_{ik} + \sum_{i=1}^4 \sum_{j=i}^4 E \{ (D_{ik} - D_{ik}^*) \cdot (D_{jk} - D_{jk}^*) \}$$

où, selon une interprétation probabiliste, D_{ik} et D_{ik}^* sont les variables aléatoires dont d_{ik} et d_{ik}^* sont des réalisations respectives pour l'unité de surface k . En pratique, puisqu'aucune information n'est commune à l'estimation des d_{ik}^* et d_{jk}^* pour i différent de j , on suppose leurs erreurs d'estimation indépendantes de sorte que la double somme de l'équation précédente est mise égale à zéro et que l'erreur d'estimation sur les dépôts annuels est réduite à l'approximation suivante:

$$\sigma_e^2 da_k \approx \sum_{i=1}^4 \sigma_e^2 d_{ik}$$

7.3 EXEMPLE D'APPLICATION

Si on considère l'estimation des dépôts de l'année 1984 par regroupement des dépôts saisonniers krigés, on obtient un dépôt annuel estimé sur 24 des 40 unités de surface de la zone active (figure 39). Si on compare ces résultats aux valeurs krigées obtenues à partir des 19 données annuelles disponibles pour l'année 1984 (figure 40), on constate que seules 11 unités ont été estimées étant donné le nombre restreint de mesures disponibles. Alors que les moyennes des deux ensembles de valeurs estimées sont comparables (tableau 10), ce qui traduit le non-biais des deux approches utilisées, la variance des 24 valeurs estimées par regroupement est supérieure à la variance des 11 valeurs krigées; ce lissage réduit (ou variabilité plus importante) des résultats obtenus par regroupement est une manifestation de l'information supplémentaire plus hétérogène introduite dans cette procédure d'estimation.

De même, si on compare la grille des écarts-types d'estimation obtenus par regroupement (figure 41) - et établis en prenant la racine carrée des variances d'estimation définies selon l'équation donnée ci-dessus - avec celle des écarts-types d'estimation obtenus par krigeage à partir des 19 mesures annuelles (figure 42), on

observe que la moyenne des écarts-types d'estimation des 11 unités krigées est supérieure à celle des 24 écarts-types d'estimation obtenus par regroupement (tableau 10). Encore une fois, cette amélioration de la précision d'estimation sur l'ensemble de la zone active est due à l'introduction d'information supplémentaire provenant des diverses saisons.

ESTIMATION DES DEPOTS ANNUELS 1984 (kg/h/an)		
	REGROUPEMENT	KRIGEAGE
#	24/40	11/40
m	22.3	21.0
var	28.6	22.5
m(ve)	3.93	5.20
m(ete)	1.91	2.17

TABLEAU 10 - Statistiques des résultats d'estimation par regroupement et par krigeage des dépôts annuels en ions sulfate - 1984.

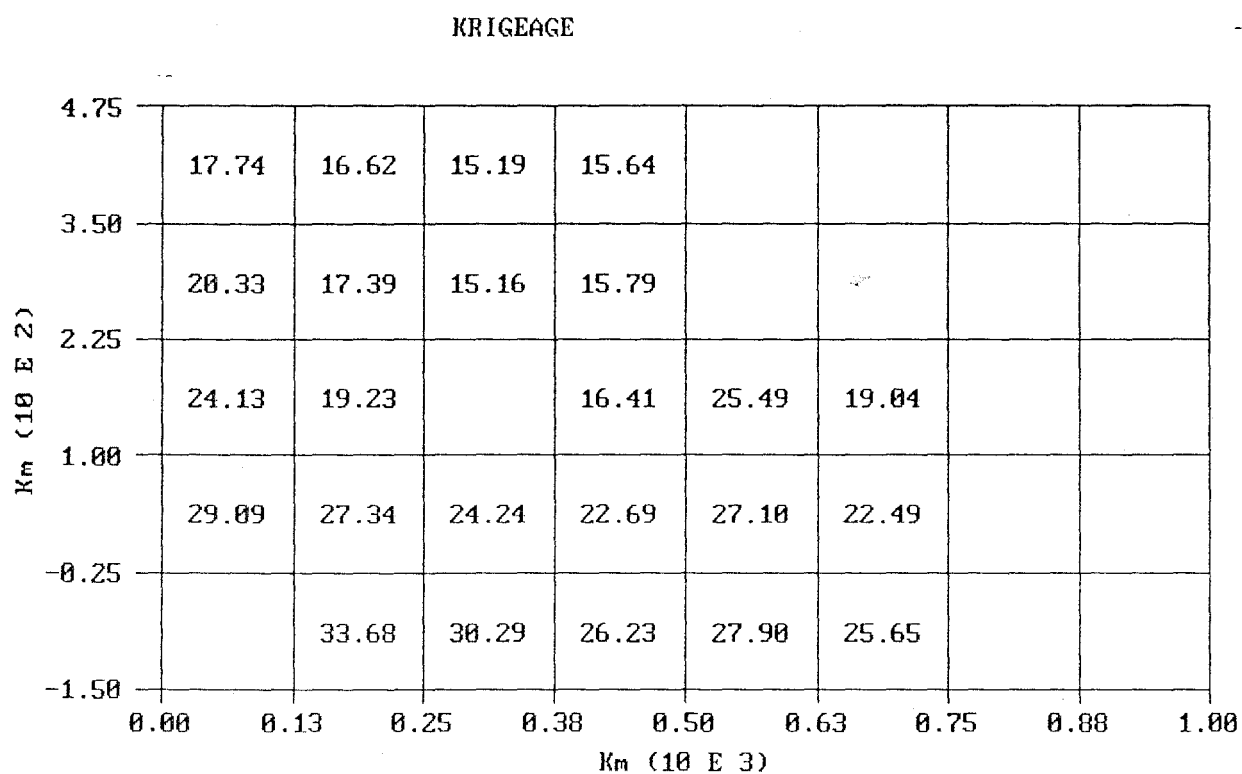


FIGURE 39 - Grille des dépôts annuels en ions sulfates (kg/h/an) estimés par regroupement des résultats saisonniers- 1984.

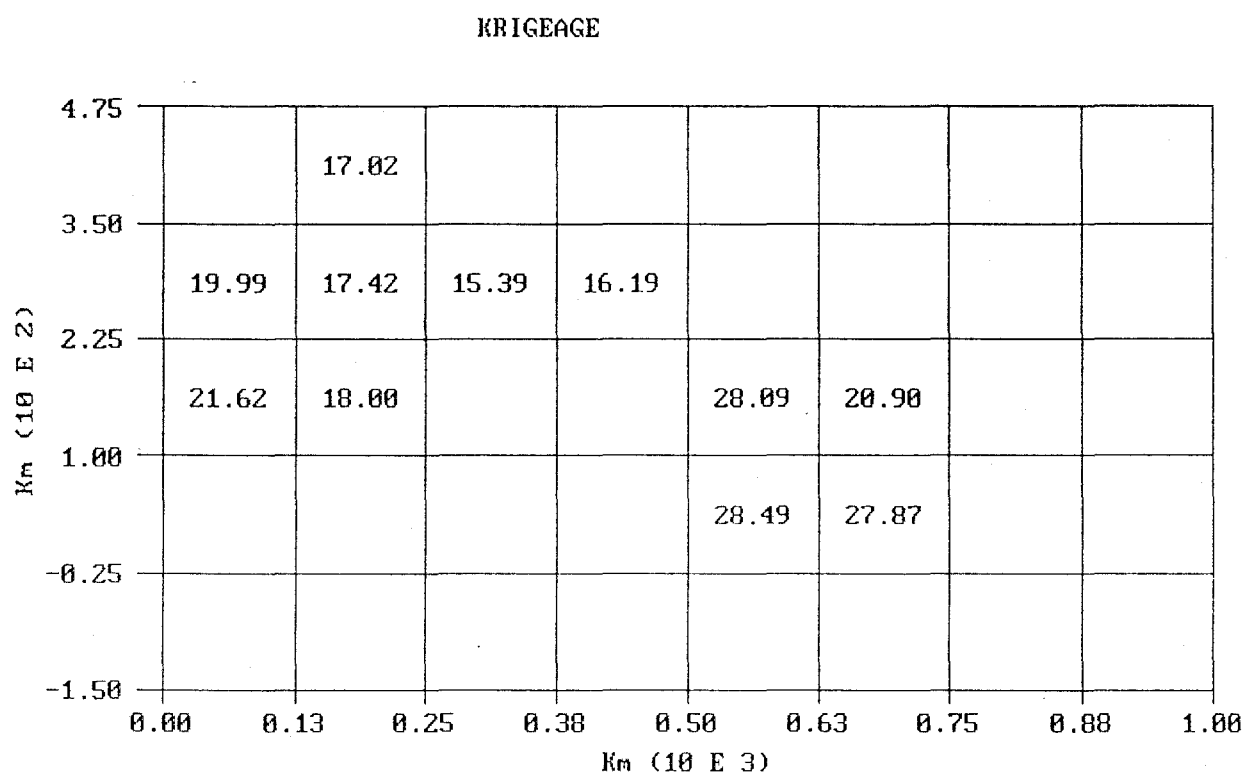


FIGURE 40 - Grille des dépôts annuels en ions sulfates (kg/h/an) estimés par krigeage des 19 mesures annuelles - 1984.

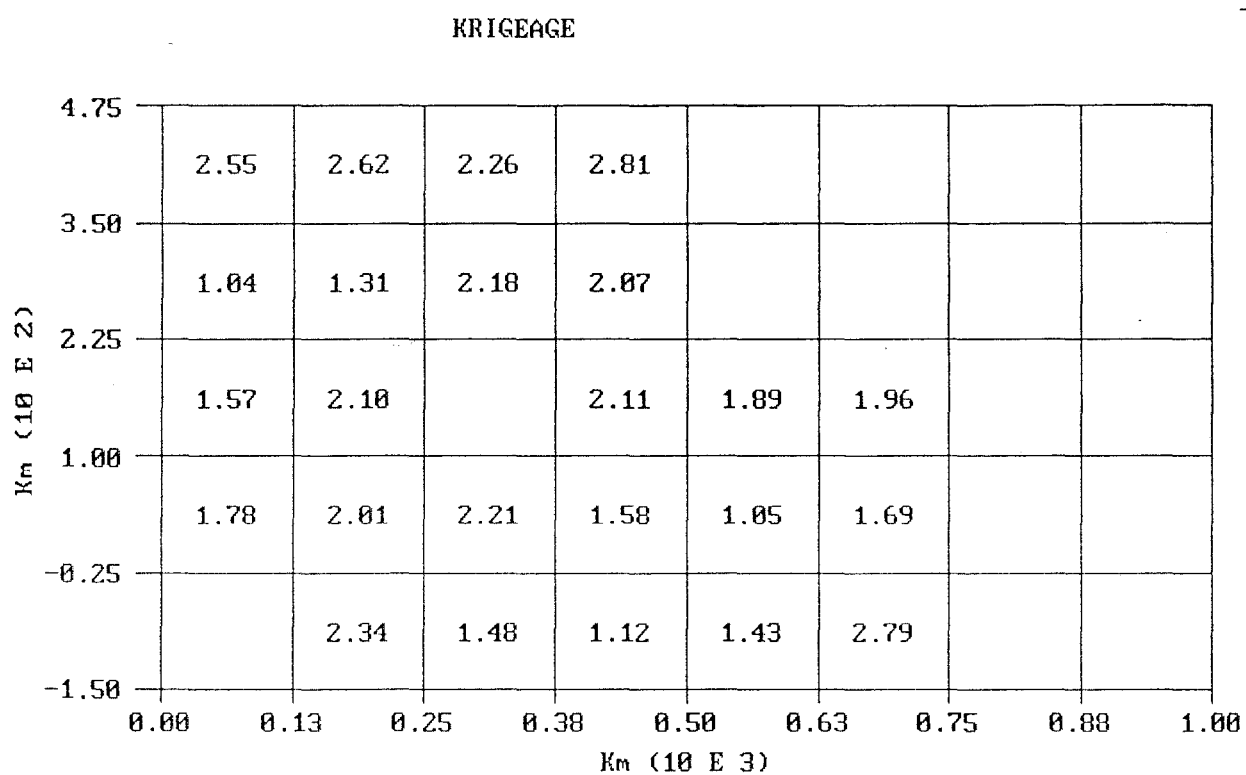


FIGURE 41 - Grille des écarts-types d'estimation des dépôts annuels en ions sulfates (kg/h/an) obtenus par regroupement des résultats saisonniers - 1984.

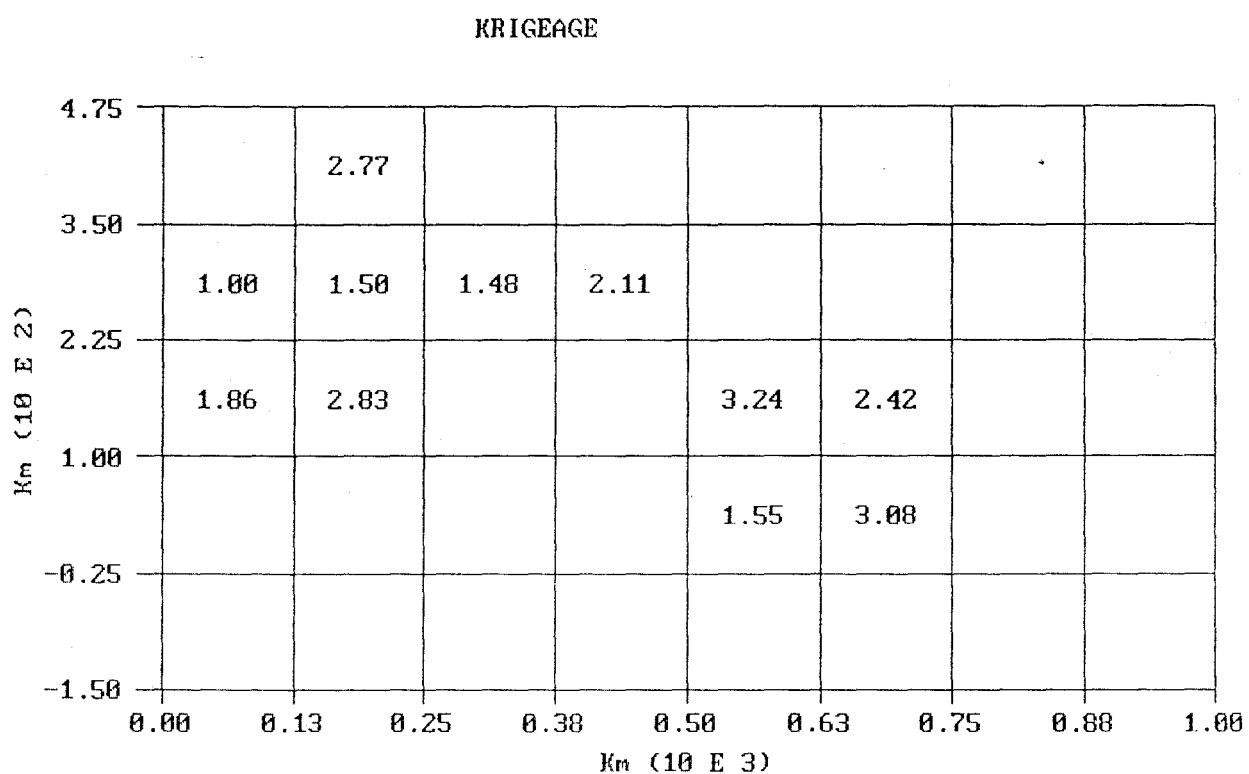


FIGURE 42 - Grille des écarts-types d'estimation des dépôts annuels en ions sulfates (kg/h/an) obtenus par krigeage des 19 mesures annuelles - 1984.

8 IDENTIFICATION DES DIFFERENCES ET CHANGEMENTS TEMPORELS SIGNIFICATIFS

Quelque soit le pas de temps considéré dans la procédure d'estimation du phénomène à l'étude (mois, saison, année, etc.), il est intéressant d'identifier les régions marquées par des augmentations ou diminutions du phénomène ainsi que par des changements temporels significatifs. Par exemple, quelles sont les régions à l'intérieur de la zone d'intérêt qui sont affectées par une augmentation ou une diminution significative des dépôts en ions sulfates entre les printemps des années 1984 et 1985?

8.1 DIFFERENCES

Le calcul des différences locales entre les valeurs estimées des dépôts de deux saisons se fait simplement de la manière suivante:

$$\text{dif}_{(1-2k)} = d_{1k}^* - d_{2k}^*$$

où d_{1k}^* et d_{2k}^* sont les valeurs estimées de l'unité de surface k pour les périodes 1 et 2 considérées. Bien entendu, la différence ne peut être calculée que si les deux dépôts saisonniers ont été estimés pour l'unité de surface k .

8.2 CHANGEMENTS SIGNIFICATIFS

En plus de calculer les différences locales entre les valeurs estimées des dépôts des deux saisons, il est nécessaire de qualifier ces différences en fonction de l'incertitude associée à chaque valeur estimée.

Dans cette optique, Seilkop et Finkelstein (1987) propose l'approche suivante: chaque valeur estimée (d^*) est caractérisée par une enveloppe d'incertitude égale à plus ou moins un écart-type d'estimation ($\sigma_e d$); lorsque les intervalles de confiance associés aux valeurs estimées d'une même unité de surface ne se recoupent pas d'une période de temps à une autre, il y a évidence d'un changement significatif dans le patron de déposition spatiale de la variable étudiée.

Plus précisément, pour chaque unité de surface k , considérant l'estimation des dépôts acides sur les périodes de temps 1 et 2, ces auteurs quantifient un changement temporel statistiquement significatif comme suit:

$$Z_k = \frac{d_{1k}^* - d_{2k}^*}{[\sigma_e^2 d_{1k} + \sigma_e^2 d_{2k}]^{.5}}$$

où d_{1k}^* et d_{2k}^* sont les valeurs estimées de l'unité de surface k pour les périodes 1 et 2, et où $\sigma_e^2 d_{1k}$ et $\sigma_e^2 d_{2k}$ sont les variances d'estimation associées; en supposant que la différence réduite Z_k soit normalement distribuée avec une moyenne 0 et une variance 1, une valeur absolue $|Z_k|$ supérieure à la norme $Z_n = 1.96$ indique un changement significatif avec un niveau de confiance de 95% entre les deux périodes de temps.

8.3 EXEMPLE D'APPLICATION

Après avoir calculé les différences entre les dépôts krigés des printemps 1984 et 1985 (figure 43) ainsi que les changements significatifs correspondants (figure 44), on observe que seules 3 unités de surface de 125x125 km² (zone ombragée) sont caractérisées par une augmentation significative (à 95%) du dépôt entre les printemps 1984 et 1985. Bien que 10 des 26 unités de surface soient marquées par une diminution de la valeur estimée (différences négatives, figure 43), aucun de ces changements n'est statistiquement significatif (à 95%) étant donné les niveaux d'incertitude associés aux valeurs estimées (figure 44).

Il est donc important de prendre en compte l'erreur d'estimation associée aux valeurs estimées lors du calcul de changements temporels. En fait, différentes normes (Z_n) peuvent être appliquées aux valeurs absolues des différences réduites ($|Z|$) impliquant ainsi un niveau de confiance plus ou moins élevé selon les besoins particuliers de chaque situation (tableau 11).

NORMES ET NIVEAUX DE CONFIANCE	
Zn	NIVEAU DE CONFIANCE
.7	50 %
1	68 %
1.96	95 %
2.25	97.5 %

Tableau 11 - Normes (en valeurs absolues) et niveaux de confiance associés étant donné une distribution de probabilité normale (0,1).

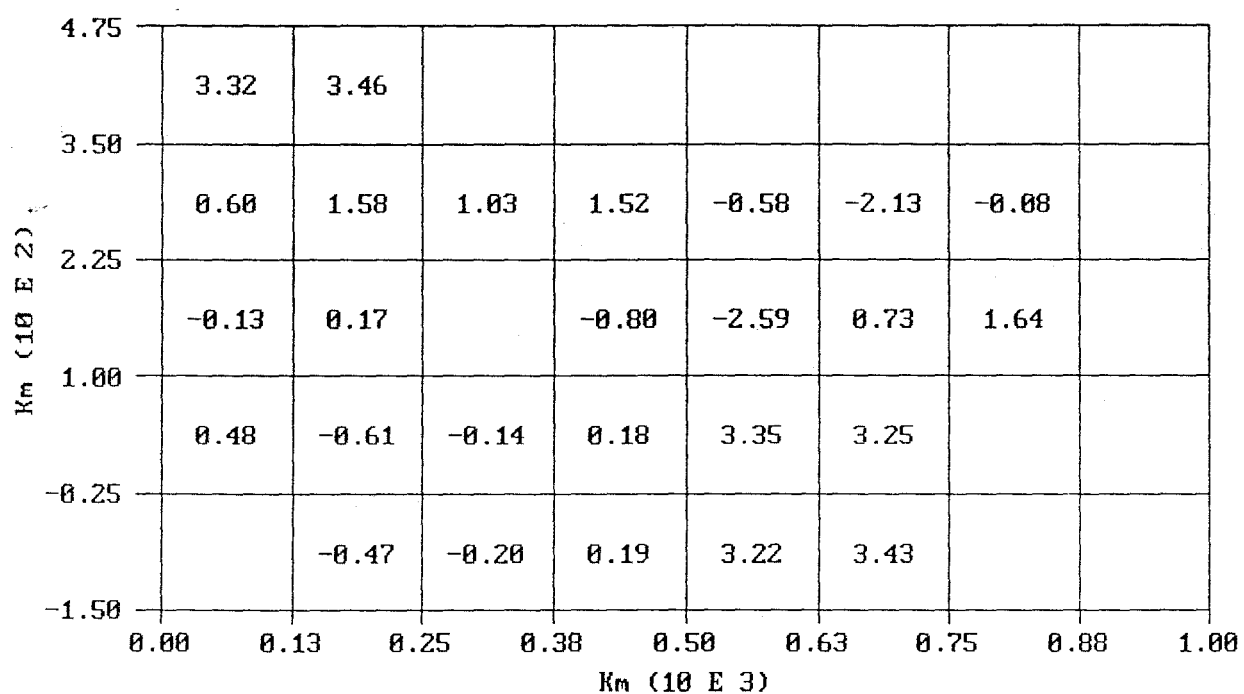


FIGURE 43 - Grille des différences entre les dépôts en ions sulfates estimés pour les printemps 1984 et 1985 (kg/h/saison).

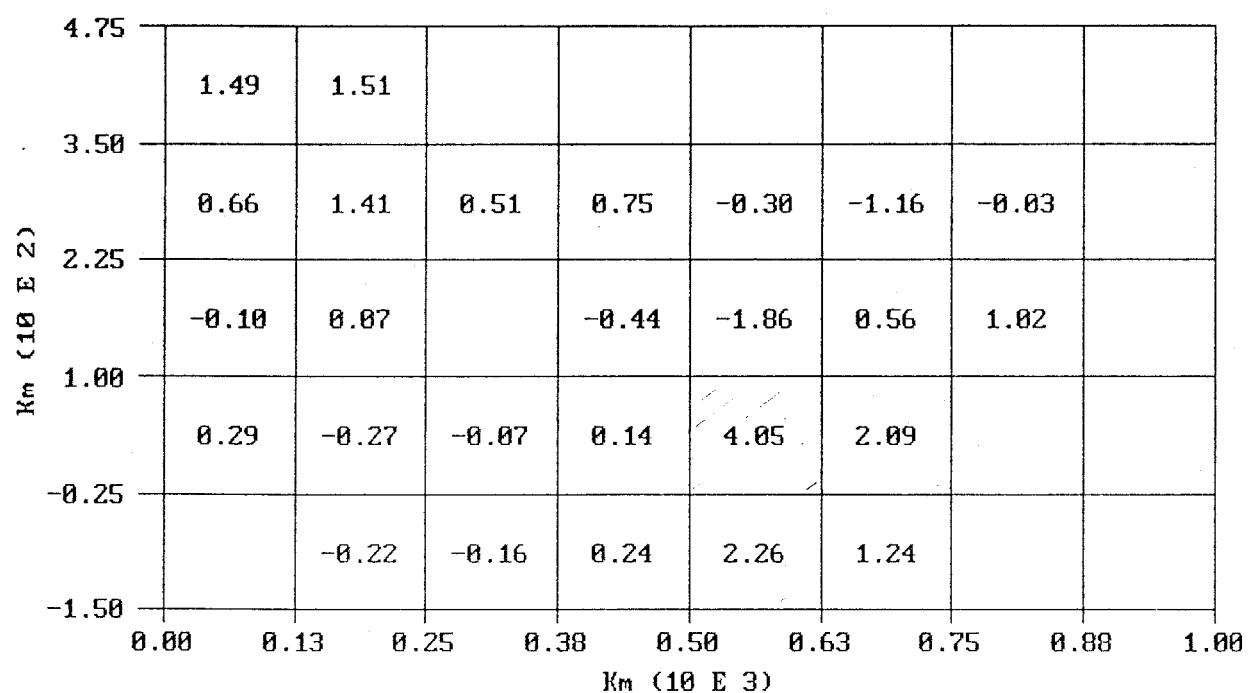


FIGURE 44 - Grille des changements significatifs (à 95%) entre les dépôts en ions sulfates estimés pour les printemps 1984 et 1985.

9 EVALUATION DE LA PROBABILITE DE DEPASSEMENT DE VALEURS CRITIQUES

L'analyse de la répartition spatiale des dépôts acides peut également être réalisée en fonction de valeurs critiques propres à chaque ion polluant. Par exemple, pour l'ion sulfate, on considère un dépôt de plus de 20 kg/hectare/année comme étant critique; il est alors intéressant de cartographier la zone d'étude en fonction de la probabilité de dépasser cette valeur-seuil. On peut alors définir des zones critique et suivre leur migration dans le temps. De plus, ces cartes sont directement comparables d'une année à l'autre.

9.1 KRIGEAGE DE L'INDICATEUR

De telles cartes de probabilité de dépassement sont produites au moyen du krigeage de l'indicateur (Journel, 1983 et 1988). Cette procédure consiste à remplacer la variable dépôt $d(x_i)$ définie à une location x_i à l'intérieur de la zone d'étude par une variable indicatrice $indd(vs, x_i)$ définie en fonction de la valeur-seuil vs considérée:

$$\begin{aligned} indd(vs, x_i) &= 1 && \text{si } d(x_i) > vs \\ &= 0 && \text{sinon.} \end{aligned}$$

Les données originales de dépôts mesurées à chaque station du réseau sont donc remplacées par des valeurs indicatrices 1 ou 0 qui sont ensuite utilisées pour le calcul d'un semi-variogramme expérimental $\gamma_{indd}(vs, h)^*$ et pour le krigeage de l'indicateur. Les procédures d'analyse structurale et de krigeage de l'indicateur sont analogues à celles des dépôts décrites aux sections 4.3 et 4.4, respectivement. Tout comme pour la variable dépôt originale, les valeurs indicatrices krigées peuvent être définies sur une grille de points ou d'unité de surface.

N.B.: En pratique, la variable indicatrice est définie de façon à estimer la probabilité de non-dépassement de la valeur-seuil considérée, ce qui correspond à estimer la distribution de probabilité $F(d)$ de la variable dépôt. On a alors:

$$\begin{aligned} indd(vs, x_i) &= 1 && \text{si } d(x_i) \leq vs \\ &= 0 && \text{sinon.} \end{aligned}$$

Toutes les opérations du processus d'estimation par krigeage de l'indicateur étant linéaires, le choix de la définition de la variable indicatrice ne porte pas à conséquence en ce qui a trait aux probabilités estimées qui correspondent à $F(d)^*$ ou à $(1-F(d))^*$ selon le cas.

9.2 NIVEAU SAISONNIER

Dans le présent contexte de travail, l'estimation des probabilités de dépassement d'une valeur-seuil de dépôts saisonniers se fait directement à partir des mesures saisonnières disponibles. L'estimation peut être réalisée ponctuellement aux noeuds d'une grille ou pour un ensemble d'unités de surface.

Si, par exemple, on considère les dépôts en ions sulfates relevés au cours du printemps 1985, la transformation indicatrice étant donné une valeur-seuil de 5 kg/hectare/saison fournit un ensemble de 21 valeurs "1" et 17 valeurs "0" (figure 45). Après avoir ajusté un modèle isotrope sphérique aux valeurs expérimentales du semi-variogramme omnidirectionnel correspondant (figure 46), on produit, à l'aide du krigeage, une grille de valeurs indicatrices krigées (figure 47); chacune de ces valeurs, qui varient entre 0 et 1, est assignée à une unité de surface de 125x125 km² et estime la probabilité moyenne que le dépôt en ions sulfates dépasse 5 kg/hectare à l'intérieur de cette surface. De telles probabilités de dépassement décrivent la distribution de probabilité de la variable traitée, i.e., $1-F(d)^*$, et offrent ainsi une mesure directe de précision; les variances d'estimation associées perdent de ce fait leur signification.

9.3 NIVEAU ANNUEL

Lorsque l'information disponible au niveau annuel est limitée par rapport à l'information saisonnière correspondante (tel que dans le présent contexte d'étude), il est possible d'introduire une information additionnelle au niveau supérieur (annuel) à partir des résultats d'estimation du niveau inférieur (saisonnier). Alors qu'une telle approche s'applique directement pour l'estimation des dépôts annuels à partir du regroupement des dépôts krigés saisonniers correspondants (tel que décrit au chapitre 7), la procédure menant à l'estimation des probabilités de dépassement d'une valeur-seuil annuelle est plus complexe étant donné l'impossibilité de faire la somme des résultats du krigeage des indicateurs saisonniers.

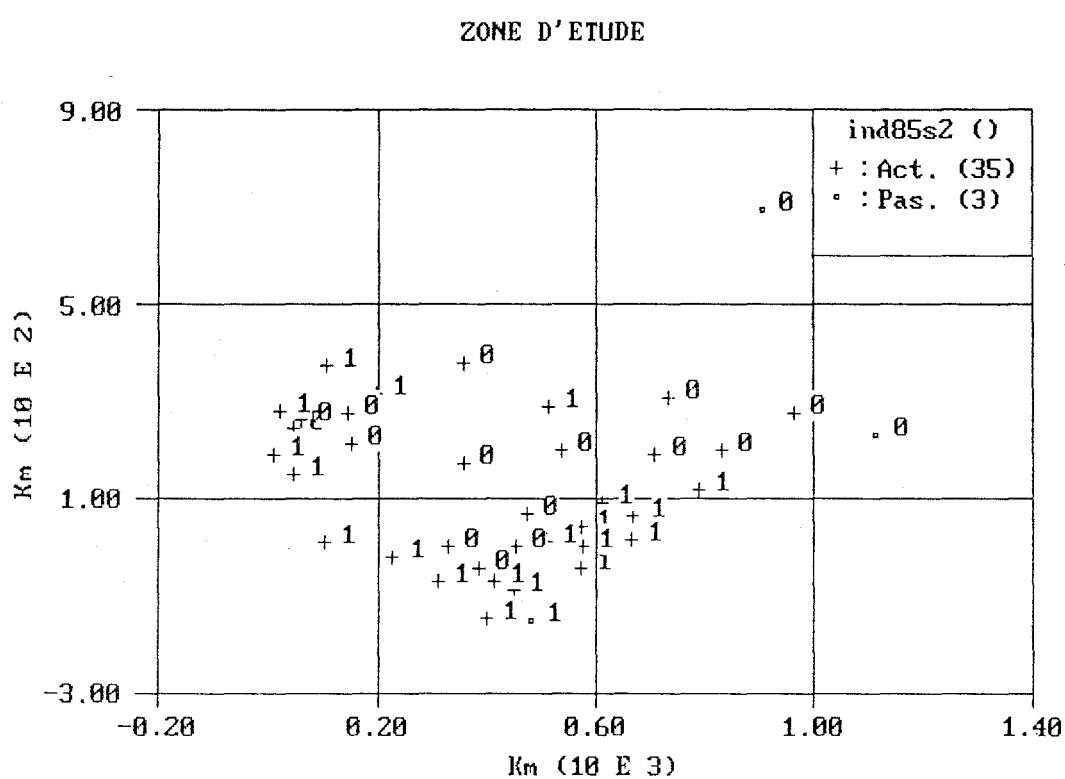


FIGURE 45 - Ensemble des valeurs indicatrices correspondant aux dépôts en ions sulfates pour une valeur-seuil de 5 kg/h/saison - Printemps 1985.

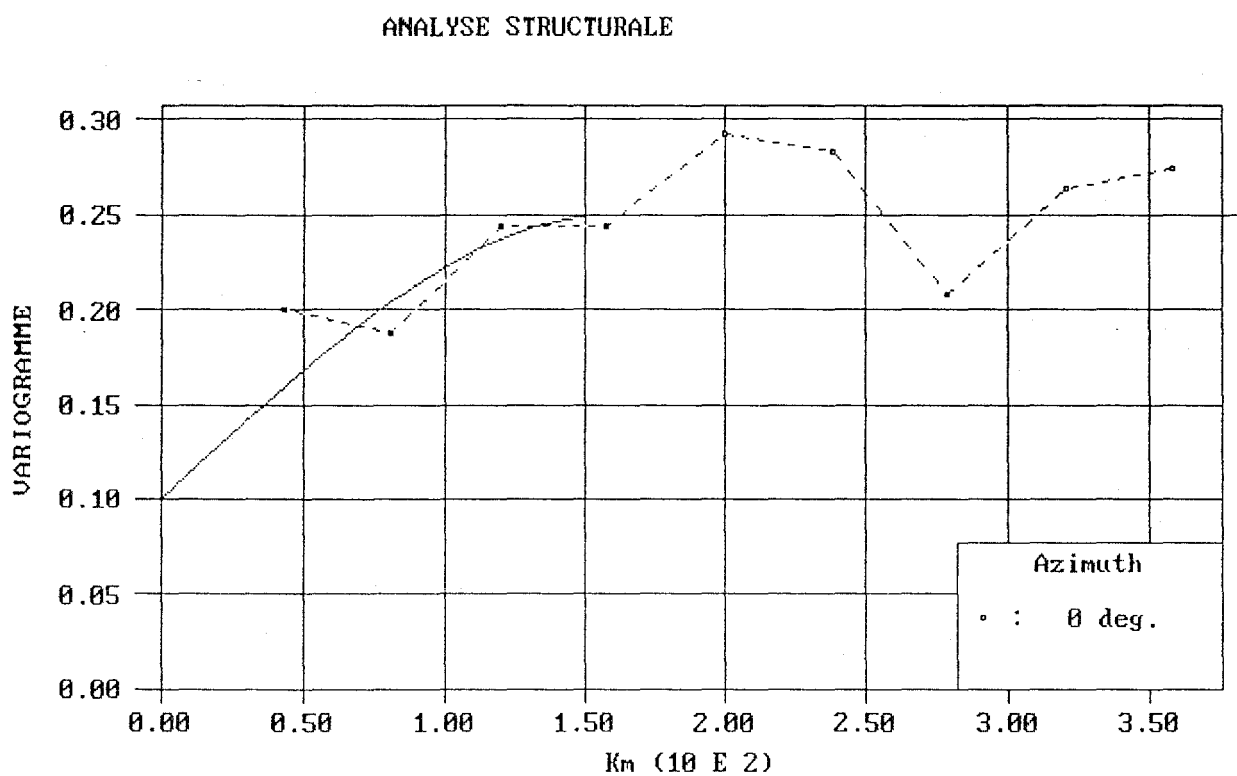


FIGURE 46 - Semi-variogramme omnidirectionnel des valeurs indicatrices des dépôts en ions sulfates pour une valeur-seuil de 5 kg/h/saison et modèle isotrope sphérique ajusté aux valeurs expérimentales - Printemps 1985.

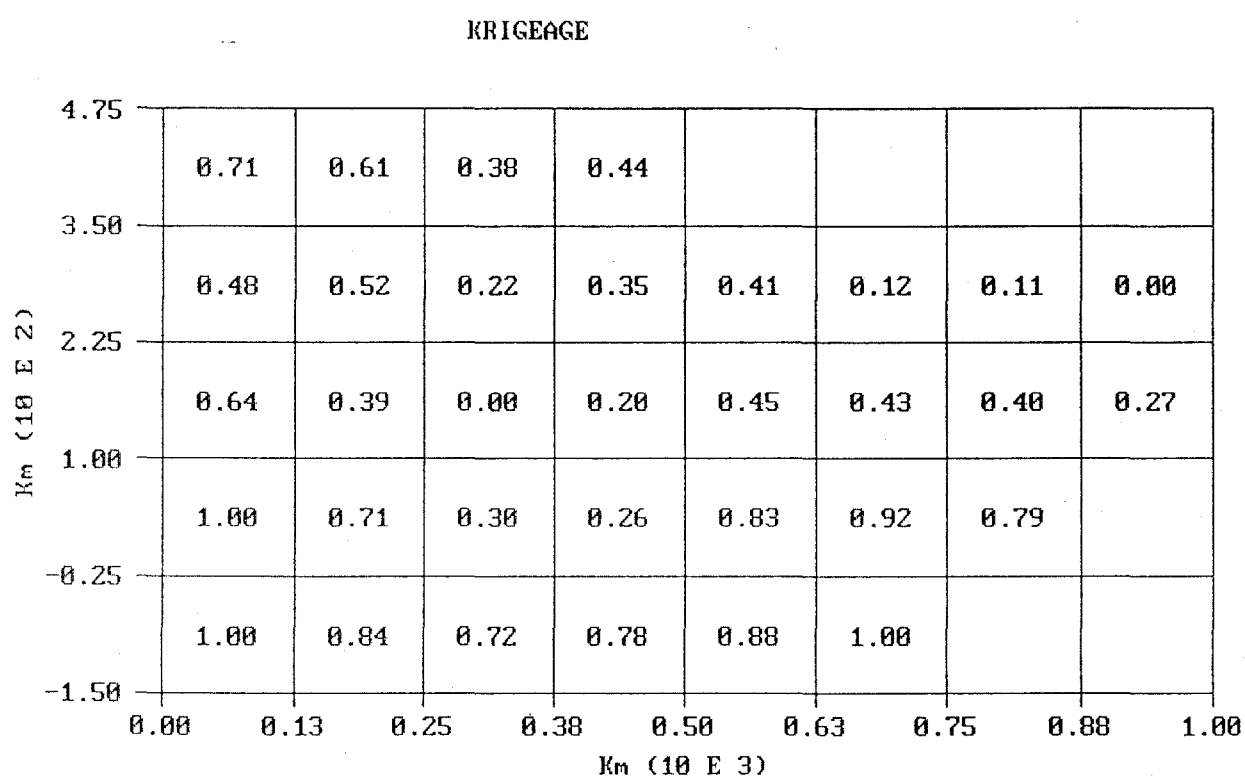


FIGURE 47 - Grille des probabilités de dépasser 5 kg/h/saison pour les dépôts en ions sulfate - Printemps 1985.

Dans le contexte actuel, l'estimation des probabilités de dépassement d'une norme annuelle de dépôts est basée sur un ensemble de données indicatrices annuelles établies aux stations échantillonnées systématiquement aux cours des quatre saisons composant l'année à l'étude et sur un ensemble de données indicatrices additionnelles, ces dernières étant établies à partir des dépôts annuels ponctuels estimés par regroupement. Plus précisément, les données indicatrices annuelles additionnelles sont déterminées à travers les étapes suivantes:

- le krigeage ponctuel saisonnier des dépôts de chacune des quatre saisons composant l'année à l'étude, la grille de krigeage ponctuel étant définie au centre de chaque unité de surface à estimer ultérieurement;
- le regroupement des dépôts ponctuels saisonniers krigés en dépôts annuels de la manière indiquée au chapitre 7, c'est-à-dire selon les équations 7.1 et 7.2, ces dépôts annuels ponctuels estimés représentant autant de données additionnelles "subjective";
- pour chaque donnée "subjective", l'hypothèse d'une distribution de probabilité basée sur la valeur estimée du dépôt annuel et sur la variance d'estimation associée;
- codage de la valeur indicatrice correspondant à chaque donnée subjective en fonction de sa distribution de probabilité et de la valeur-seuil annuelle considérée.

La réalisation des deux dernières étapes nécessite l'introduction de la notion d'information subjective (soft information, Journel, 1986) de son traitement statistique et du codage des valeurs indicatrices correspondantes.

9.3.1 NOTION D'INFORMATION SUBJECTIVE

Le concept d'information subjective est défini par rapport à une information dite objective (hard datum, Journel, 1986) qui sert normalement de base dans le processus d'estimation d'un phénomène. Bien que strictement, toute donnée objective soit associée à un certain degré d'incertitude (erreur de mesure en laboratoire, erreur humaine, etc.), elle est assignée, en pratique, à une valeur unique, certaine. D'autre part, une donnée subjective est représentée par la valeur la plus probable de cette donnée et par une mesure de confiance accordée à cette valeur. Très souvent, une telle information subjective est le résultat de la quantification par un expert dans le domaine d'une information qualitative (Journel, 1986; Kulkarni, 1984). Dans certains cas, l'expert peut établir la distribution de probabilité de chaque donnée subjective.

9.3.2 TRAITEMENT STATISTIQUE DE L'INFORMATION SUBJECTIVE

Dans le présent contexte, l'information subjective disponible ne provient pas de la quantification d'une information qualitative par un expert mais plutôt d'un ensemble de données additionnelles, chacune d'entre elles étant caractérisée par une valeur estimée (la plus probable) $da^*(x_j)$ et une variance d'estimation $\sigma_e^2 da(x_j)$, où x_j marque l'emplacement de la donnée. La distribution de probabilité de cette information subjective n'étant pas établie, on a recours à des hypothèses de distribution.

On peut alors considérer une hypothèse de distribution normale pour chaque donnée subjective avec une moyenne égale à la valeur estimée et une variance égale à la variance d'estimation, principalement lorsque la distribution de probabilité des données objectives est symétrique. La variance d'estimation étant une mesure de la précision avec laquelle la donnée a été estimée - plus exactement une mesure de la densité et géométrie d'information servant à l'estimation -, elle représente une mesure pertinente du niveau de confiance pouvant être accordé à cette donnée subjective. La distribution de probabilité normale standardisée $G(y)$ (de moyenne 0 et variance 1) étant tabulée, les valeurs $F_j(da)$ de la distribution normale de chaque donnée subjective de dépôt annuel sont directement accessibles:

$$F_j(da) = (G(y) \cdot \sigma_e da(x_j)) + da^*(x_j)$$

où $da^*(x_j)$ et $\sigma_e da(x_j)$ sont la valeur estimée et l'écart-type d'estimation de la donnée subjective.

D'autre part, lorsque la distribution de probabilité de l'ensemble des données objectives n'est pas symétrique, une hypothèse de permanence de distribution peut être considérée: on suppose alors que la distribution de probabilité de chaque donnée subjective $F_j(da)$ est de la même forme que la distribution globale des données objective $F(da)$ mais avec les paramètres suivants:

- une moyenne égale à la valeur estimée $da^*(x_j)$
- une variance égale à la variance globale des données objectives $\sigma^2 da$ multipliée par un facteur d'échelle $L(\sigma_e^2 da(x_j))$ défini entre 0 et 1 et fonction du niveau de confiance de la donnée subjective (Kulkarni, 1984), qui dans le cas présent est exprimé à travers la variance d'estimation:

$$\sigma^2 da(x_j) = \sigma^2 da \cdot L(\sigma_e^2 da(x_j))$$

où

$$L(\sigma_e^2 da(x_j)) = \sigma_e^2 da(x_j) / \sigma^2 da$$

ce qui correspond à:

$$\sigma^2 da(x_j) = \sigma_e^2 da(x_j)$$

Cette hypothèse est vraisemblable: la variance de la valeur subjective tend vers 0 lorsque son niveau de confiance est très élevé, c'est-à-dire lorsque sa variance d'estimation tend vers 0; inversement, lorsque la variance d'estimation de la donnée subjective tend vers la valeur de la variance globale des données indiquant ainsi un niveau de confiance très faible, la variance locale de la donnée subjective est alors égale à la variance globale des données: enfin, toute situation intermédiaire est traitée de façon linéaire.

Enfin, il faut mentionner que dans le traitement statistique de l'information subjective, l'hypothèse de la forme de la distribution n'est généralement pas critique mais qu'une évaluation pertinente de sa moyenne et de sa variance est importante (Zelner, 1970).

9.3.3 CODAGE DES VALEURS INDICATRICES ADDITIONNELLES

Une fois la distribution de probabilité établie pour chaque donnée subjective, le codage de la valeur indicatrice correspondante déterminant la probabilité de dépassement d'une valeur-seuil vs se fait comme suit:

$$indda(vs, x_j) = 1 - F_j(vs)$$

où F_j est la distribution de probabilité de la donnée subjective à l'emplacement x_j . On remarque donc que les valeurs indicatrices prennent une valeur entre 0 et 1 tandis que les données indicatrices objectives sont égales à 0 ou 1.

Plus particulièrement, dans le cas d'une hypothèse de distribution normale, on a recours à la table des valeurs d'une distribution normale standardisée $G(y)$ de moyenne 0 et variance 1:

$$indda(vs, x_j) = 1 - F_j(vs) = 1 - G(y_{vs})$$

où

$$y_{vs} = (vs - da^*(x_j)) / \sigma_e da(x_j)$$

Chaque valeur indicatrice subjective ainsi codée doit ensuite être vérifiée au sein de l'ensemble des données objectives afin de déceler des incohérences possibles. De plus, lors du calcul du semi-variogramme de l'indicateur basé sur les données objectives et subjectives, ces dernières peuvent être pondérées en fonction de leur niveau de confiance à l'aide de poids établis entre 0 et 1 (Kulkarni, 1984). Enfin, lorsqu'une estimation ponctuelle des probabilités de dépassement d'une valeur-seuil est désirée, les données indicatrices subjectives définies sur la même grille de points servent de résultats d'estimation à ces points de grille.

9.3.4 EXEMPLE D'APPLICATION

Dans l'exemple d'application qui suit, on désire tout d'abord illustrer le peu de différence entre les résultats d'estimation des probabilités de dépassement d'une valeur-seuil annuelle basés sur les deux hypothèses de distribution de probabilité. On compare ensuite ces résultats d'estimation basés sur les ensembles de données indicatrices objectives et subjectives avec les résultats obtenus uniquement à partir des données indicatrices annuelles objectives.

Si on considère l'année 1984, on compte 19 stations où un dépôt annuel en ions sulfates a été mesuré (figure 48). D'autre part, le regroupement des résultats d'estimation des dépôts ponctuels des quatre saisons formant l'année 1984 fournit une information additionnelle produisant 24 dépôts annuels additionnels (figure 48).

Pour une valeur-seuil annuelle de 20 kg/h/année, on assigne aux 24 emplacements additionnels des valeurs indicatrices subjectives à l'aide de deux hypothèses de distribution: une hypothèse de distribution normale et une hypothèse de permanence de distribution. On retrouve aux figures 49 et 50 les 24 valeurs indicatrices établies selon ces deux hypothèses, utilisant comme moyenne et variance de chaque distribution locale la valeur estimée et la variance d'estimation obtenues par regroupement. On observe que les valeurs indicatrices résultantes sont très semblables selon les deux hypothèses, ce qui confirme le peu d'importance attribué à la forme de la distribution de probabilité (Zelner, 1970).

Les semi-variogrammes omnidirectionnels basés sur les 19 valeurs indicatrices objectives et sur les 24 valeurs indicatrices subjectives obtenues selon les deux hypothèses apparaissent aux figures 51 et 52: tel que prévu, ces semi-variogrammes

sont pratiquement identiques et le même modèle sphérique isotrope peut leur être ajusté.

De la même manière, les résultats d'estimation des probabilité de dépasser 20 kg/h/année basés sur les deux ensembles de données indicatrices objectives et subjectives sont très semblables (figures 53 et 54).

Si on considère maintenant une estimation basée exclusivement sur les 19 valeurs indicatrices objectives (figure 48), on obtient un semi-variogramme omnidirectionnel (figure 55) plus erratique que celui de la figure 52 qui est calculé à partir des 43 données objectives et subjectives (selon une hypothèse de permanence de distribution). De même, les résultats d'estimation diffèrent considérablement: seules 23 unités de surface ont été estimées à partir des 19 données objectives (figure 56) contre 33 unités krigées à partir des 43 données objectives et subjectives (figure 54). Les statistiques des probabilités krigées selon les deux approches (tableau 12) indiquent une sous-estimation importante des résultats basés uniquement sur les données objectives et illustrent ainsi l'importance de prendre en compte toute l'information disponible.

ESTIMATION DES PROBABILITES DE DEPASSEMENT 20 kg/h/an 1984		
DONNEES	OBJECTIVES	OBJ + SUBJ
#	23/40	33/40
MOYENNE	.45	.54
VARIANCE	.15	.13

TABLEAU 12 - Comparaison des probabilités annuelles de dépassement de 20 kg/h/année de dépôts en ions sulfates estimées à partir de données objectives et de données objectives et subjectives - 1984.

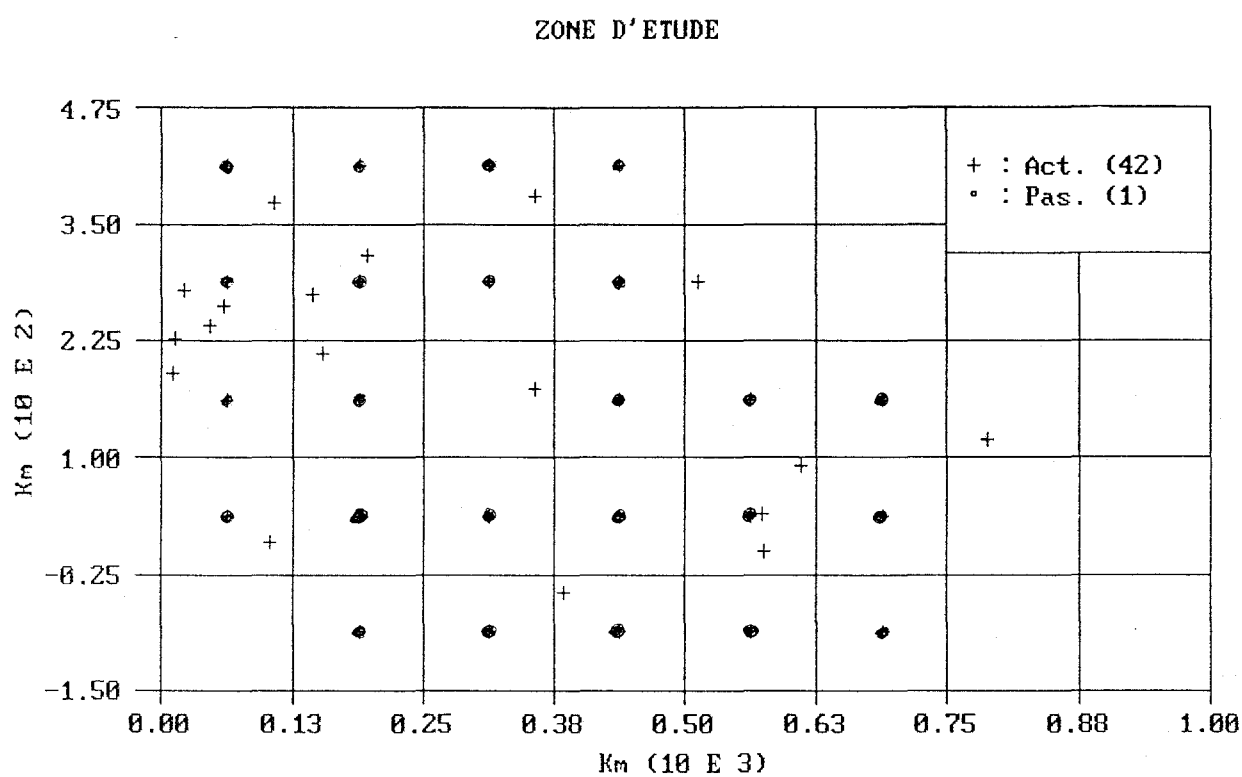


FIGURE 48 - Emplacement des 19 dépôts annuels originaux (+) et des 24 dépôts ponctuels (●) en ions sulfates estimés par regroupement - 1984.

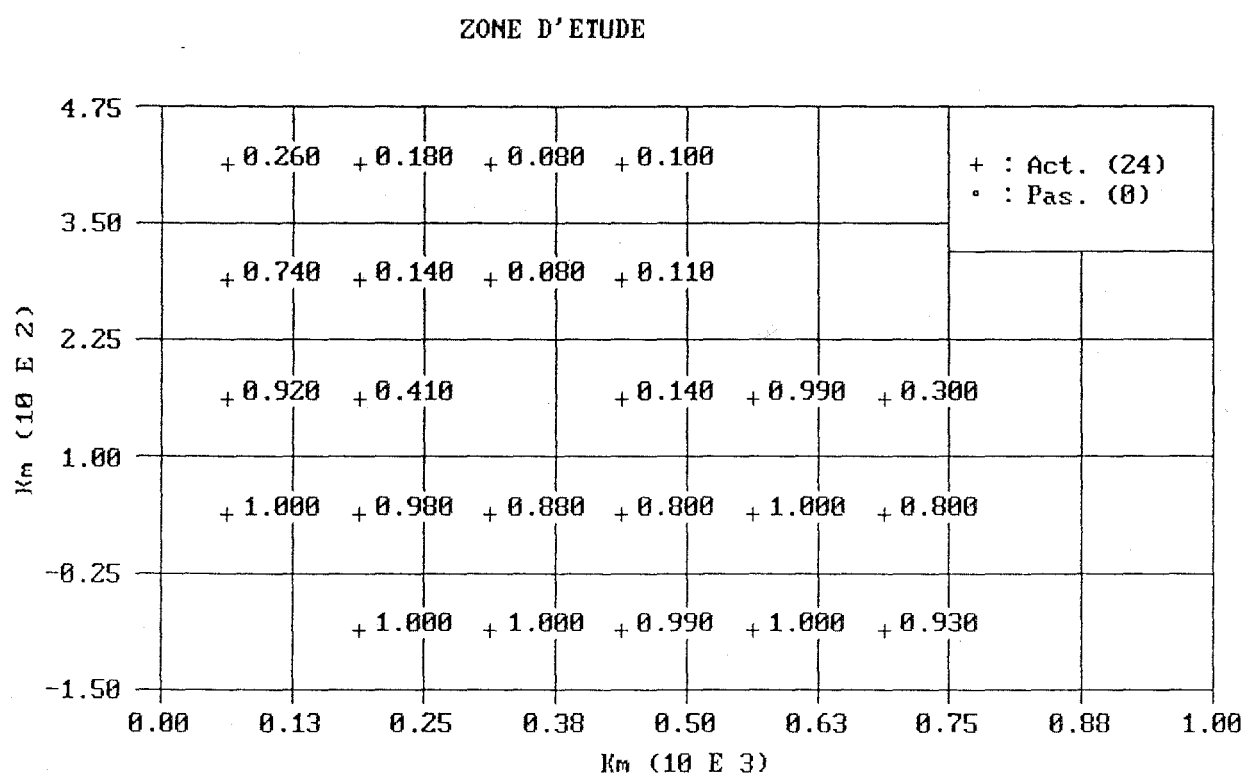


FIGURE 49 - Ensemble des 24 valeurs indicatrices annuelles subjectives établies selon une hypothèse de normalité pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année - 1984.

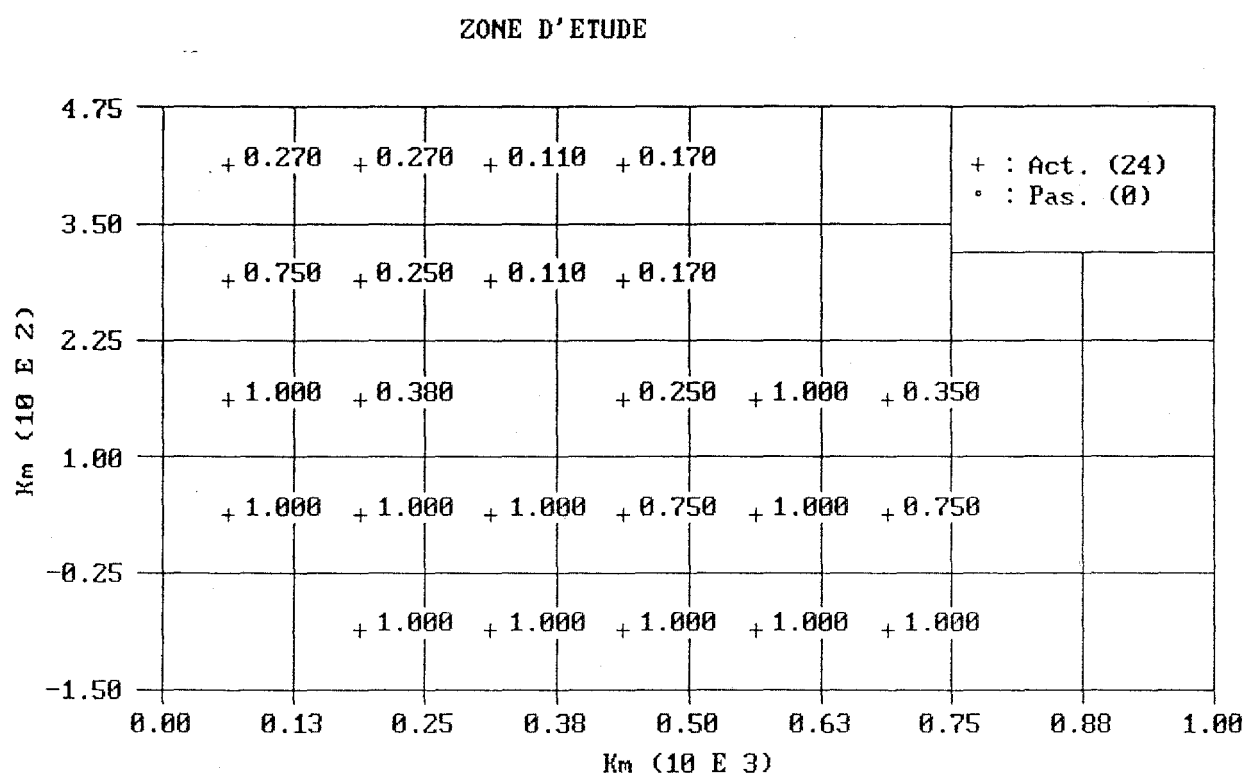


FIGURE 50 - Ensemble des 24 valeurs indicatrices annuelles subjectives établies selon une hypothèse de permanence de distribution pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année - 1984.

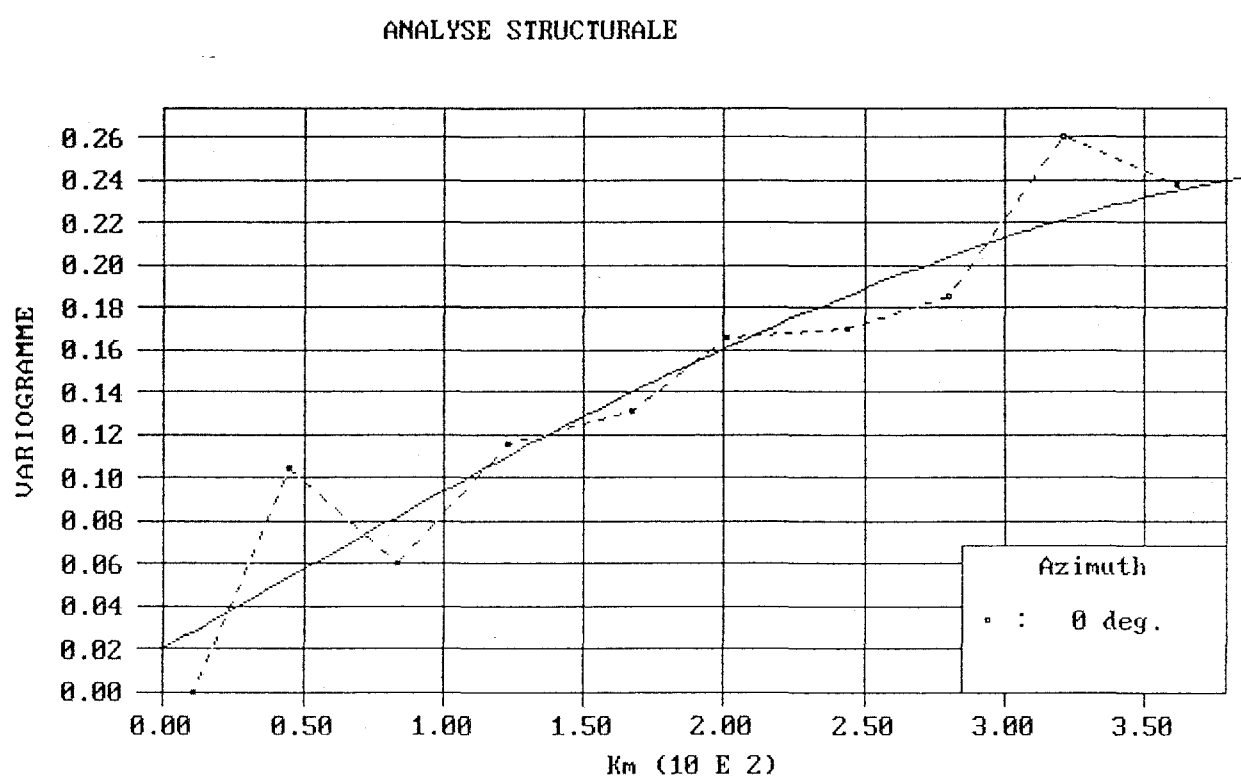


FIGURE 51 - Semi-variogramme omnidirectionnel des 43 valeurs indicatrices annuelles objectives et subjectives (selon une hypothèse de distribution normale) pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année, et modèle isotrope sphérique ajusté - 1984.

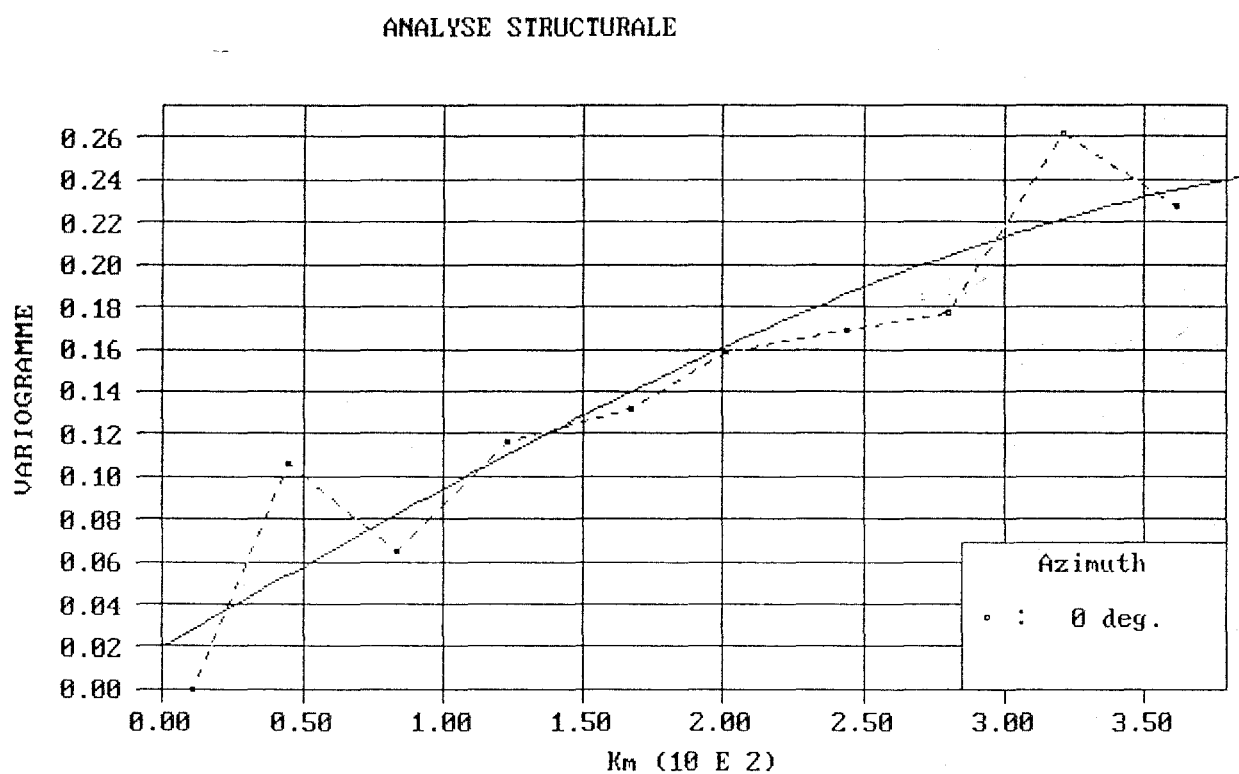


FIGURE 52 - Semi-variogramme omnidirectionnel des 43 valeurs indicatrices annuelles objectives et subjectives (selon une hypothèse de permanence de distribution) pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année, et modèle isotrope sphérique ajusté - 1984.

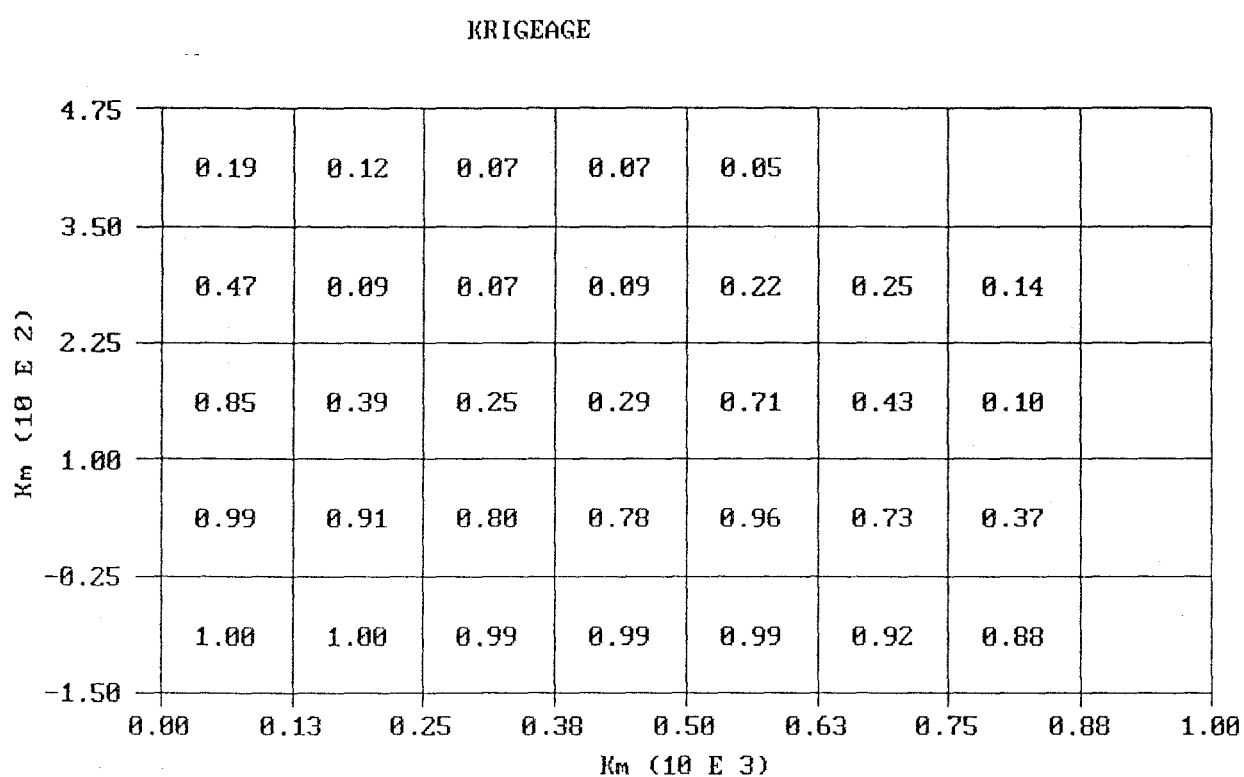


FIGURE 53 - Grille des probabilités de dépasser 20 kg/h/année krigées à partir des valeurs indicatrices objectives et subjectives (selon une hypothèse de distribution normale) - 1984.

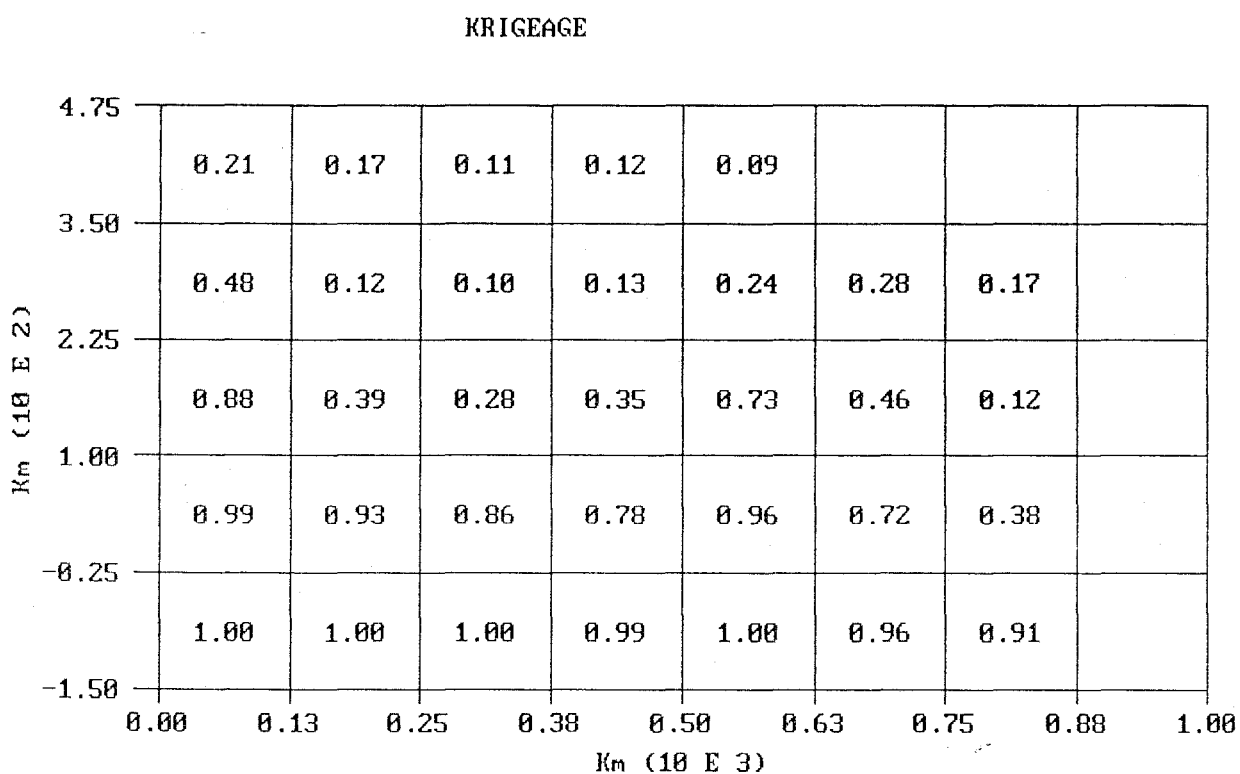


FIGURE 54 - Grille des probabilités de dépasser 20 kg/h/année krigées à partir des valeurs indicatrices objectives et subjectives (selon une hypothèse de permanence de distribution) - 1984.

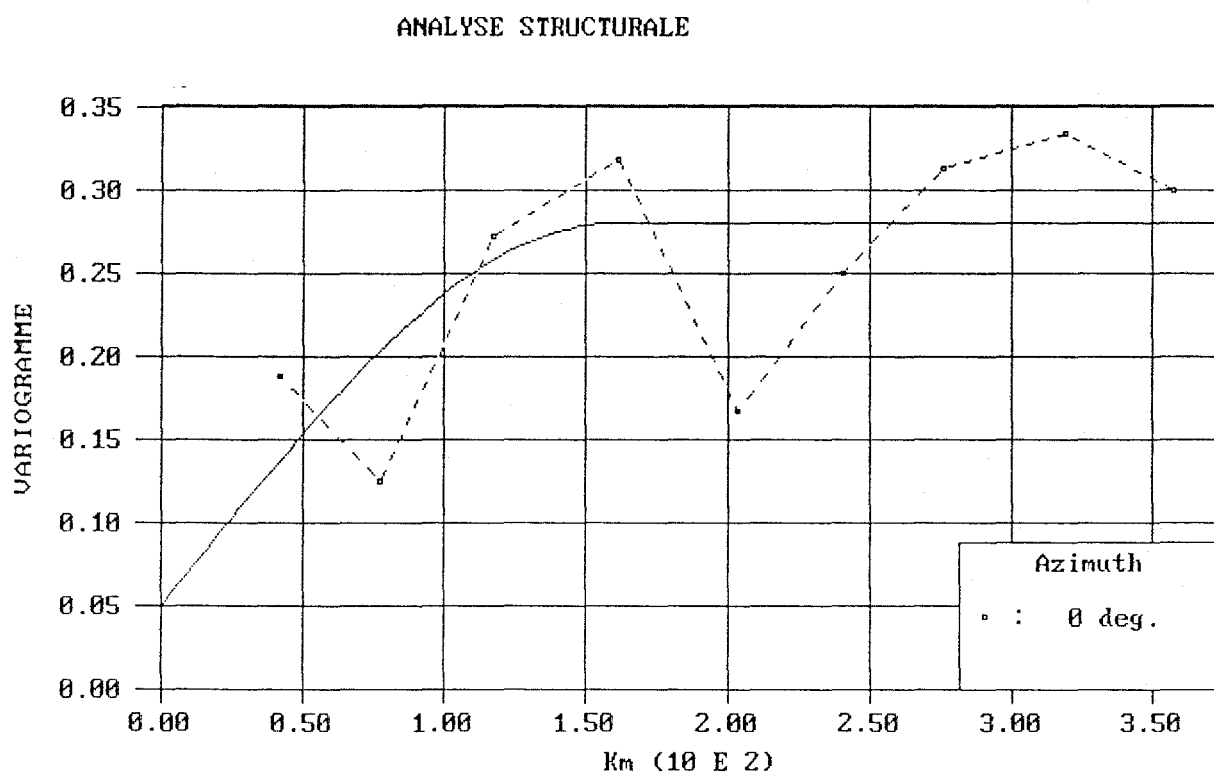


FIGURE 55 - Semi-variogramme omnidirectionnel des 19 valeurs indicatrices annuelles objectives pour une valeur-seuil de 20 kg/h/année) - 1984.

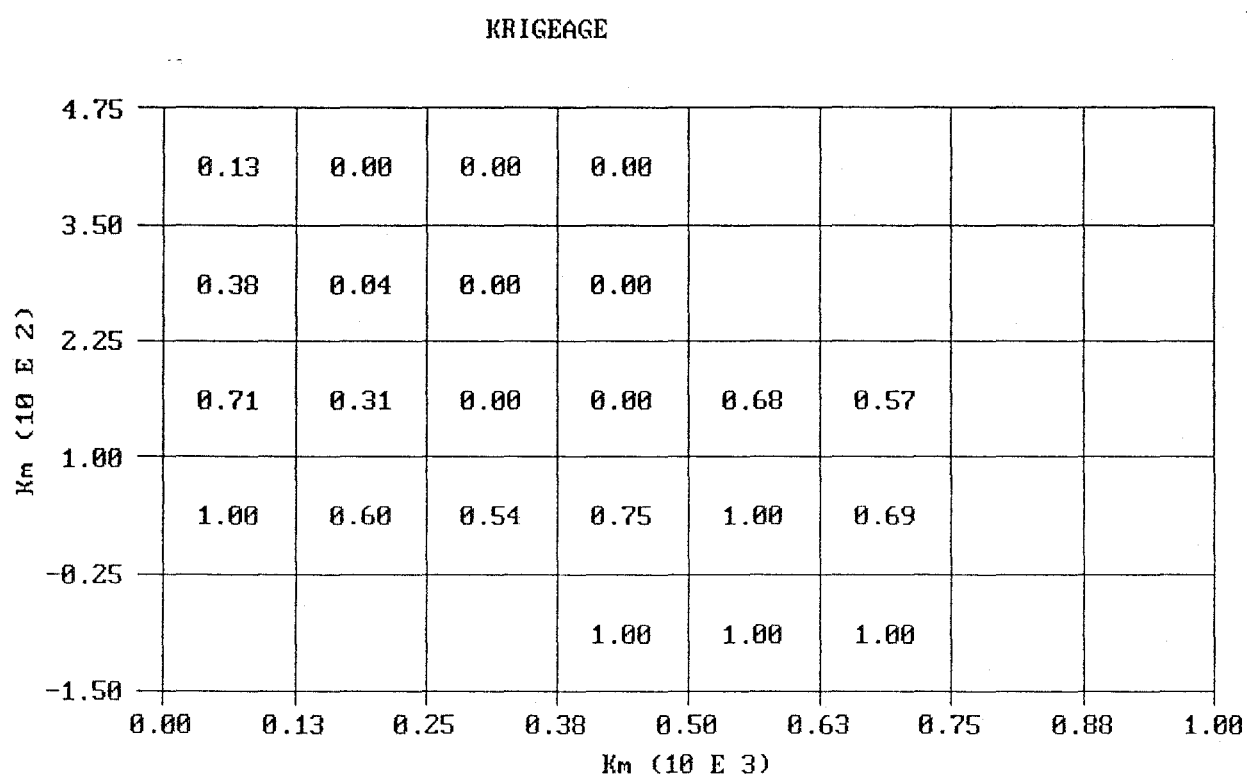


FIGURE 56 - Grille des probabilités de dépasser 20 kg/h/année krigées à partir de 19 valeurs indicatrices objectives - 1984.

9.4 ZONE CRITIQUE

A partir des résultats du krigeage de l'indicateur, on peut définir une zone critique où la probabilité de dépasser la valeur-seuil est forte; par exemple, cette zone peut être définie pour une probabilité égale ou supérieure à 75%.

Il est ensuite très facile de visualiser la migration de la ou des zones critiques d'une période de temps à une autre, les cartes de probabilité de dépassement d'une même valeur-seuil étant directement comparables dans le temps. On voit donc aux figures 57 et 58 représentant les probabilités de dépassement de 5 kg/hectare/saison pour les dépôts en ions sulfates des printemps 1984 et 1985, que, d'un printemps à l'autre, la zone critique s'est amoindrie au sud-ouest pour s'avancer vers le sud-est; au total elle est passée d'une superficie de 7 unités de surface à 9 unités de surface.

9.5 CHANGEMENTS TEMPORELS

On peut également produire des cartes illustrant les changements temporels positifs (+), négatifs (-) ou nuls (0) au niveau de la probabilité de dépassement d'une valeur-seuil à l'intérieur de la zone d'étude. Par exemple, on retrouve à la figure 59 les zones d'amélioration (-) et de détérioration (+) en ce qui a trait à la probabilité de dépasser 5 kg/hectare/saison de dépôts en ions sulfates entre les printemps 1984 et 1985. On observe dans cet exemple une augmentation dans 19 des 30 unités de surface krigées et une diminution dans 8 unités; 3 unités ne montrent aucun changement temporel.

Contrairement à la variable dépôt originale, le calcul de changements temporels significatifs n'est pas basé sur la variance d'estimation qui perd sa signification dans le contexte du krigeage de l'indicateur.

Les zones de changements significatifs au niveau de la probabilité de dépassement d'une valeur-seuil sont établies en considérant, par exemple, un changement absolu de 25% ou plus entre la probabilité de dépassement d'une saison à une autre comme étant significatif. On peut cartographier les changements significatifs positifs (+) ou négatifs (-) identifiés entre deux périodes de temps données. Les unités ombragées de la figure 60 illustrent les zones de changements significatifs entre les probabilités de dépasser 5 kg/hectare/saison de dépôts en ions sulfates des printemps 1984 et 1985: des 30 unités de surface krigées, 10 d'entre elles indiquent une augmentation significative de la probabilité de dépassement tandis que seules deux unités montrent une diminution significative.

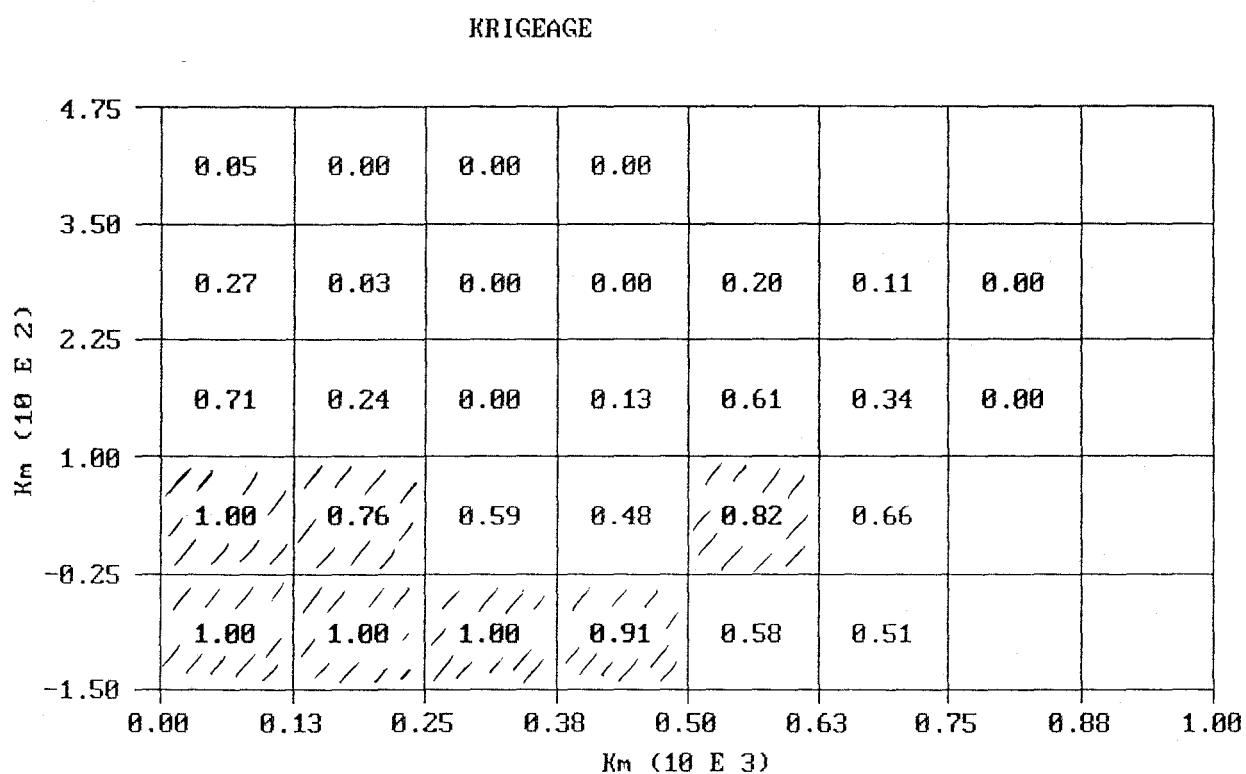


FIGURE 57 - Grille des probabilités krigées de dépasser 5 kg/h/saison de dépôts en ions sulfates et zones critiques (ombragées) où la probabilité excède 75% - Printemps 1984.

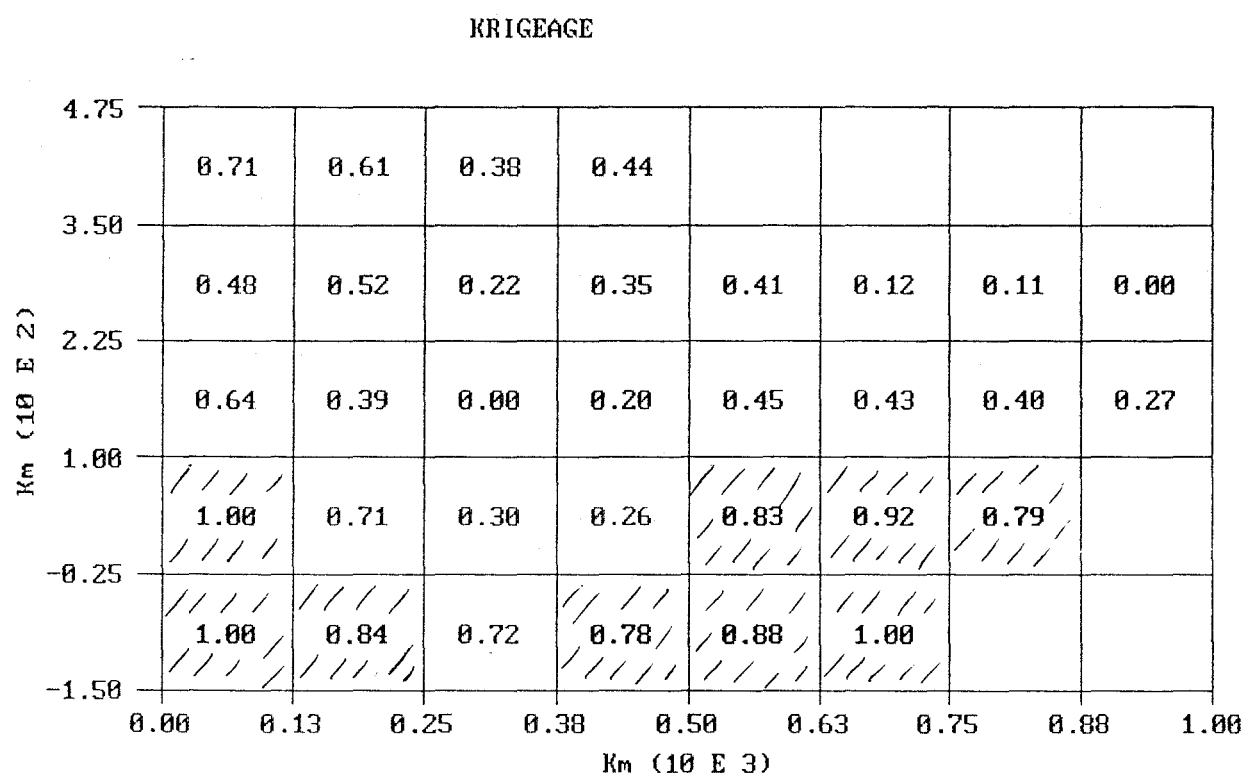


FIGURE 58 - Grille des probabilités krigées de dépasser 5 kg/h/saison de dépôts en ions sulfates et zones critiques (ombragées) où la probabilité excède 75% - Printemps 1985.

RESULTATS

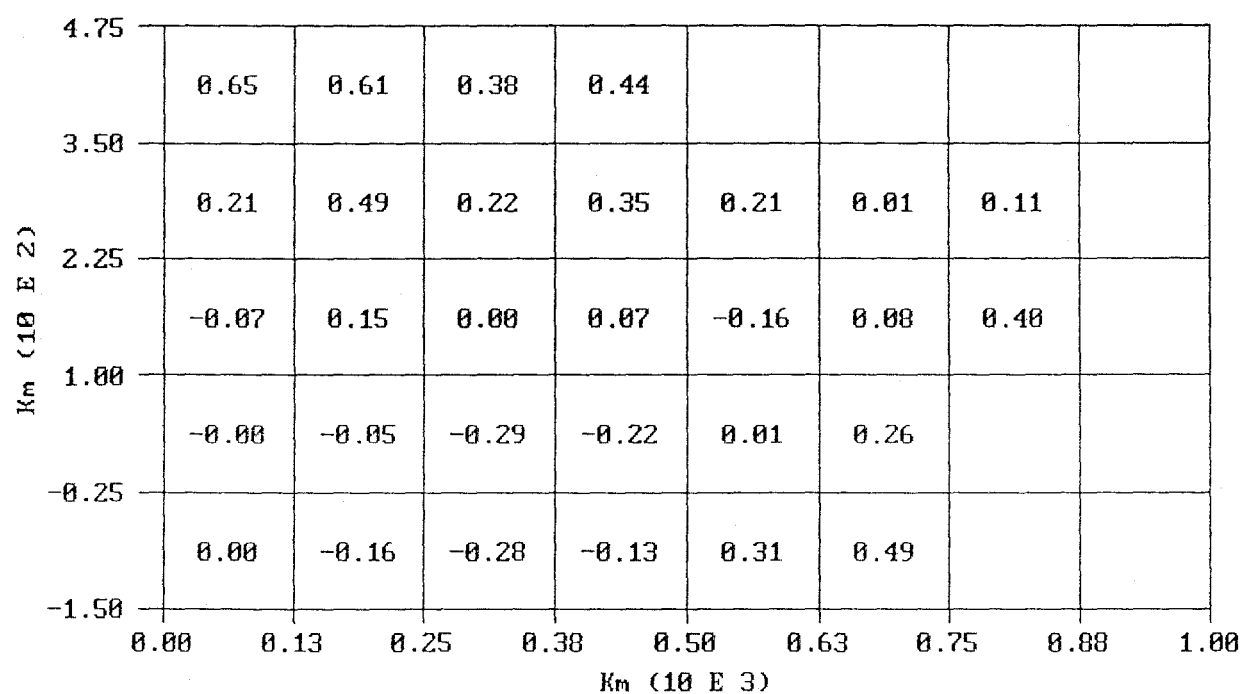


FIGURE 59 - Grille des changements temporels entre les probabilités krigées de dépasser 5 kg/h/saison de dépôts en ions sulfates pour les printemps 1984 et 1985.

RESULTATS

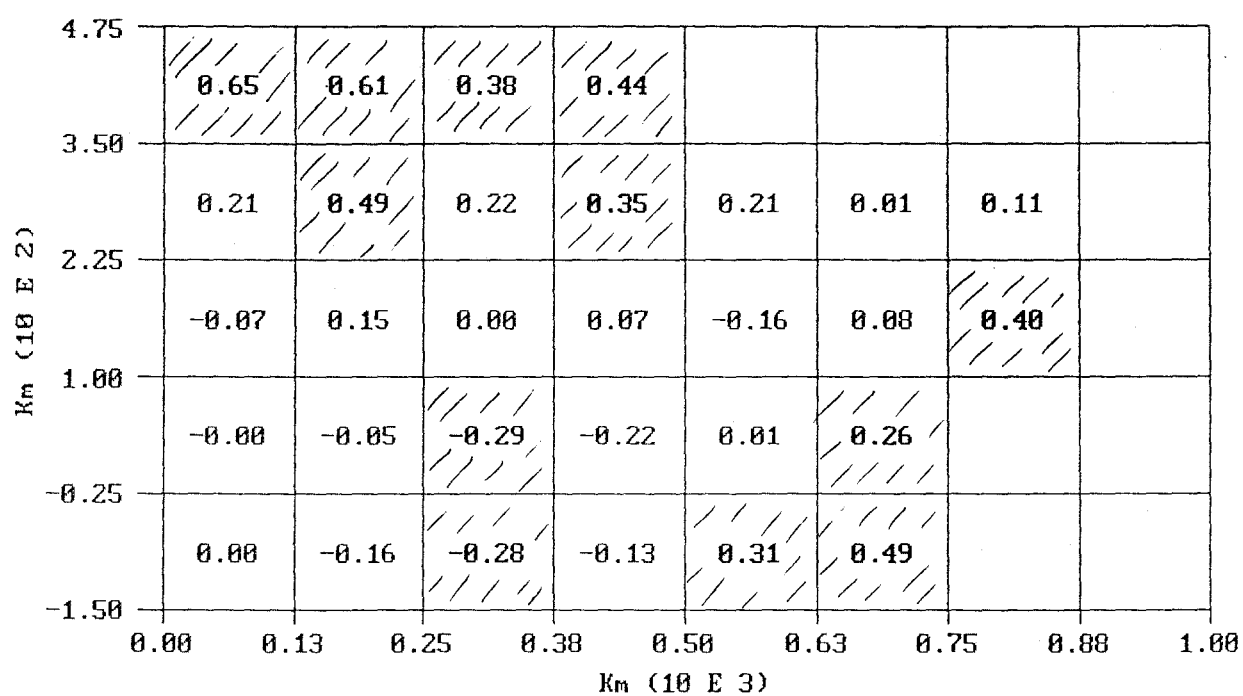


FIGURE 60 - Grille des changements temporels significatifs de plus de |25%| (zones ombragées) entre les probabilités krigées de dépasser 5 kg/h/saison de dépôts en ions sulfates pour les printemps 1984 et 1985.

9.6 PROBABILITE D'UNE MAUVAISE DECISION

Dans le cas où des zones dangereuses ont été délimitées à l'intérieur de la région analysée en appliquant une valeur-seuil aux résultats d'estimation des dépôts (obtenus par krigeage ou par une autre méthode d'estimation), c'est-à-dire dans le cas où toute zone dont la valeur estimée dépasse la valeur-seuil a été déclarée dangereuse, on peut vérifier la pertinence d'une telle décision en évaluant la probabilité qu'elle soit mauvaise. En effet, une zone peut avoir été déclarée dangereuse alors qu'il est peu probable qu'elle le soit (fausse zone dangereuse) ou, ce qui est souvent plus inquiétant, elle peut avoir été déclarée saine alors qu'il y a une probabilité non négligeable qu'elle ne le soit pas (fausse zone saine).

On évalue la probabilité " α " d'une fausse zone dangereuse en superposant à la zone k déclarée dangereuse (i.e., où d_k^* excède la valeur-seuil) la probabilité de ne pas dépasser la valeur-seuil:

$$\text{Prob}^*\{D_k \leq \text{vs} \text{ and } d_k^* > \text{vs}\} = \alpha$$

Si cette probabilité α est suffisamment élevée (supérieure à 50%), la reclassification de la zone dangereuse en zone saine doit être considérée. De la même manière, on évalue la probabilité " β " d'une fausse zone saine en superposant à la zone k déclarée saine (i.e., où d_k^* n'excède pas la valeur-seuil) la probabilité de dépasser la valeur-seuil:

$$\text{Prob}^*\{D_k > \text{vs} \text{ and } d_k^* \leq \text{vs}\} = \beta$$

Si cette probabilité β est suffisamment élevée (supérieure à 50%), la reclassification de la zone saine en une zone dangereuse doit être considérée.

Par exemple, pour le printemps 1985, on observe 17 zones (unités de surface) dangereuses où les dépôts estimés (par krigeage ordinaire) sont supérieurs à la valeur-seuil de 5 kg/hectare/saison (figure 61). On peut évaluer la probabilité que ces zones ne soient pas réellement dangereuses en leur superposant la grille des probabilités estimées que le dépôt soit inférieur ou égal à 5 kg/hectare/saison (i.e., la grille des "1 - la probabilité que le dépôt soit supérieur à 5 kg/hectare/saison", telle qu'illustrée à la figure 58): on observe alors que dans 5 des 17 zones déclarées dangereuses, la probabilité α d'une mauvaise décision (fausse zone dangereuse) dépasse 50%.

D'autre part, on peut évaluer la probabilité que les 11 zones déclarées saines par rapport à la même valeur-seuil de 5 kg/hectare/saison (figure 62) puissent être dangereuses. On superpose alors à ces zones la grille des probabilités de dépasser 5 kg/hectare/saison (figure 58): la probabilité d'une mauvaise décision (fausse zone saine) est légèrement supérieure à 50% pour une seule des 11 zones déclarées saines.

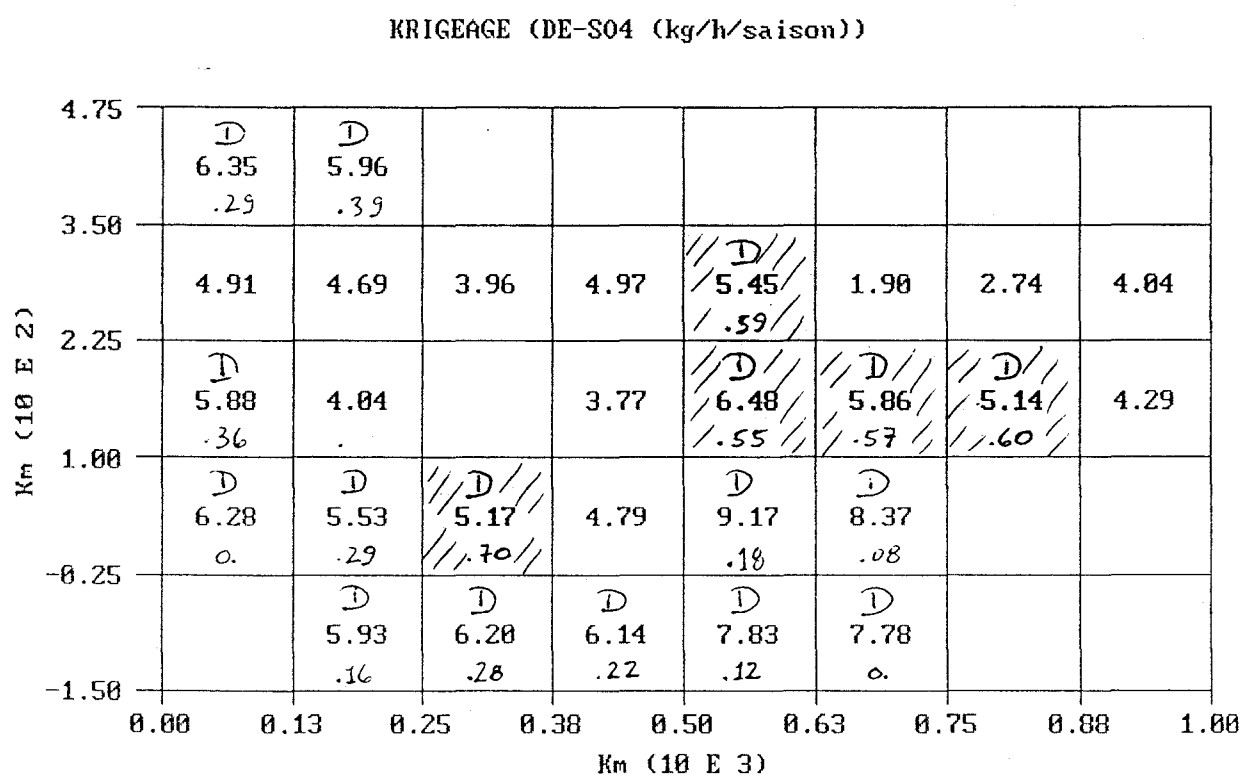


FIGURE 61 - Grille des zones déclarées dangereuses "D" (excédant 5 kg/h/saison) et des probabilités α d'une mauvaise décision (fausses zones dangereuses); zones ombragées pour $\alpha > .50$ - Printemps 1985.

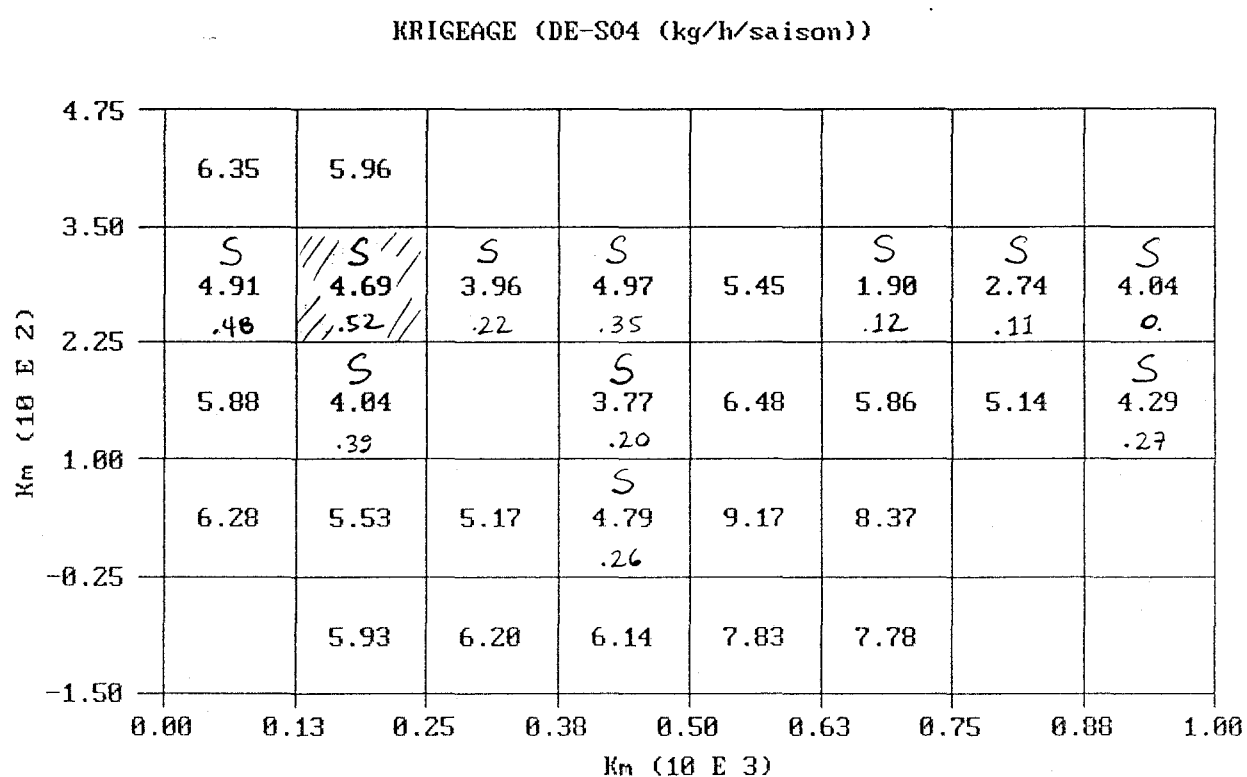


FIGURE 62 - Grille des zones déclarées saines "S" (n'excédant pas 5 kg/h/saison) et des probabilités β d'une mauvaise décision (fausses zones saines); zone ombragée pour $\beta > .50$ - Printemps 1985.

10 CONCLUSION

Ce rapport propose une méthodologie d'évaluation des dépôts et concentrations acides au moyen de techniques géostatistiques. Cette méthodologie, qui est présentée sous forme de séquences et d'approches simples et pratiques, sans développements théoriques, répond aux besoins particuliers rencontrés dans le contexte de l'analyse spatio-temporelle des précipitations acides au Québec. Son utilisation n'est toutefois aucunement limitée à ce contexte et peut s'étendre à l'analyse d'autres phénomènes spatio-temporels. Une connaissance des concepts de base de la géostatistique linéaire assure une application pertinente de la méthodologie proposée.

Une séquence d'étapes préliminaires permet tout d'abord d'établir les relations de base entre les phénomènes étudiés et de planifier adéquatement leur estimation. La séquence d'estimation des dépôts acides décrit les conditions nécessaires à un cokrigeage basé sur les hauteurs de précipitation ou à un regroupement temporel de l'information. Dans la séquence d'estimation des hauteurs de précipitation basée sur une quantité plus importante de données, on peut identifier la présence d'un effet proportionnel entre les moyennes et variances locales des données et dans certaines circonstances recourir à une analyse structurale par corrélogrammes. La séquence d'estimation des concentrations acides permet de choisir la variable de travail en fonction du caractère additif des données disponibles. La technique d'estimation utilisée dans ces trois séquences est le krigeage ordinaire et les résultats obtenus sont affichés sous formes d'isocontours ou de grilles de valeurs.

On présente trois approches permettant de poursuivre l'analyse de ces phénomènes. La première approche décrit le regroupement temporel des résultats d'estimation saisonniers en résultats annuels. La seconde approche traite des changements temporels significatifs qui permettent d'apprécier l'évolution du phénomène dans le temps. Enfin, la troisième approche proposée introduit le concept du krigeage de l'indicateur qui résulte en l'estimation des probabilités de dépassement de valeurs-seuils, la délimitation de zones critiques et l'évaluation de la probabilité de prendre des mauvaises décisions.

Enfin, chacune des séquences et approches présentées est illustrée par un exemple d'application approprié qui fait ressortir l'intérêt de la procédure proposée.

11 REFERENCES

- AHMED S., DE MARSILY G. et TALBOT A. (1988). Combined use of hydraulic and electrical properties of an aquifer in a geostatistical estimation of transmissivity. *Ground Water* **26**, 1, 78-86.
- BILONICK R.A. (1985). The space-time distribution of sulfate deposition in the Northeastern United States. *Atmospheric Environment* **19**, 1829-1845.
- BILONICK R.A. (1984). Risk-qualified maps for a long term sparse network - Mapping the USGS New York acid precipitation. *Geostatistics for natural resources characterization*, Part 2, G. Verly *et al.* (eds.), Reidel, 852-862.
- BILONICK R.A. (1983). Risk-qualified maps of hydrogen ion concentration for the New York State area for 1966-1978. *Atmospheric Environment* **17**, 2513-2524.
- BUXTON B.E. (1982). Coal reserve assessment-A geostatistical case study. Master Thesis, Applied Earth Sciences Department, Stanford University, CA.
- CLARK I. (1979). *Practical geostatistics*. Applied Sciences Pub. Ltd., London, 129p.
- DAVID M. (1977). *Geostatistical ore reserve estimation*. Elsevier, New York.
- FINKELSTEIN P.L. (1983). The spatial analysis of acid precipitation data. *J. Clim. and Appl. Met.* **23**, 52-62.
- GUERTIN K., BLANCHETTE C., MONMINY M., DESCHENES S. et VILLENEUVE J.P. (1990). Manuel d'utilisation du logiciel GEOPAQ servant à l'analyse géostatistique du phénomène des précipitations acides au Québec. Rapport Scientifique, INRS-Eau, mars 1990.
- GUERTIN K., VILLENEUVE J.P., DESCHESNES S. et JACQUES G. (1988). The choice of working variables in the geostatistical estimation of the spatial distribution of ion concentration from acid precipitation. *Atmospheric Environment* **22**, 2787-2801.

ISAACKS E.H. et SRIVASTAVA R.M. (1988). Spatial continuity measures for probabilistic and deterministic geostatistics, *Math. Geology*, **20**, 313-341.

JACQUES G. et BOULET G. (1988). Réseau d'échantillonnage des précipitations au Québec: sommaire des données de la qualité des eaux de précipitations 1986. Gouvernement du Québec, Ministère de l'Environnement, rapport QEN/PA-31/1, 77p.

JOURNEL A.G. (1988). Dealing with outlier high grade data in precious metals deposits. Computer applications in the mineral industry, Fytas, Collins & Singhal (eds.), Balkema, Rotterdam, 161-171.

JOURNEL A.G. (1986). Constrained interpolation and qualitative information - The soft kriging approach. *Math. Geology*, **18**, 269-286.

JOURNEL A.G. (1983). Non-parametric estimation of spatial distributions, *Math. Geology*, **15**, 445-468.

KULKARNI R.B. (1984). Bayesian kriging in geotechnical problems. Geostatistics for natural resources characterization, Part 2, G. Verly *et al.* (ed.), Reidel, 852-862.

LEBEL T., BASTIN G., OBLED C. et CREUTIN J.D. (1987). On the accuracy of areal rainfall estimation: a case study. *Water Resources Research*, **23**, 2123-2134.

JOURNEL A.G. et HUIJBREGTS Ch.J. (1978). Mining geostatistics. Academic Press, New York, 600p.

SEILKOP S.K. et FINKELSTEIN P.L. (1987). Acid precipitation patterns and trends in Eastern North America, 1980-84. *J. Clim. and Appl. Met.* **26**, 980-994.

SRIVASTAVA R.M. et PARKER H.M. (1989). Robust measures of spatial continuity. Geostatistics, Vol.1, M. Armstrong (ed.), Kluwer Academic Publishers, 295-308.

SWITZER P. (1989). Non-stationary spatial covariances estimated from monitoring data. Geostatistics, Vol.1, M. Armstrong (ed.), Kluwer Academic Publishers, 127-138.

ANNEXE A

ANNEXE A: ANALYSE STRUCTURALE DE VARIABILITE

L'estimation géostatistique d'un phénomène naturel bi-dimensionnel défini dans l'espace cartésien nécessite la caractérisation de la structure de variabilité spatiale de ce phénomène, cette caractérisation étant réalisée à l'aide d'une "fonction structurale de variabilité". Le taux de variabilité (manque de corrélation) spatiale quantifié par une telle fonction dépend de la nature du phénomène étudié et de la représentativité du phénomène par l'échantillonnage disponible.

Traditionnellement, la géostatistique fait appel à une fonction structurale de variabilité connue sous le nom de semi-variogramme (Journel et Huijbregts, 1978). Dans cette annexe, on décrit tout d'abord le calcul expérimental de cette fonction structurale ainsi que ses conditions d'application. On introduit ensuite les principes de base servant à la modélisation mathématique d'une telle structure expérimentale.

A-1 DEFINITION DU SEMI-VARIOGRAMME EXPERIMENTAL

Le semi-variogramme expérimental, qui est calculé à partir des valeurs échantillonnées du phénomène à l'étude, est défini en fonction du vecteur distance $\mathbf{h}$ qui sépare chaque paire de valeurs échantillonnées. Par exemple, si on considère le phénomène des hauteurs de précipitation à l'intérieur d'une zone d'intérêt S , le semi-variogramme expérimental $\gamma_p(\mathbf{h})^*$ est défini comme suit:

$$\gamma_p(\mathbf{h})^* = \frac{1}{2NP(\mathbf{h})} \sum_{i=1}^{NP(\mathbf{h})} (p(x_i) - p(x_i + \mathbf{h}))^2$$

où les hauteurs de précipitation $p(x_i)$ et $p(x_i + \mathbf{h})$ définies aux points x_i et $x_i + \mathbf{h}$ situés à l'intérieur de la zone S , sont séparées par un vecteur distance $\mathbf{h}$ et où $NP(\mathbf{h})$ est le nombre de paires $[p(x_i), p(x_i + \mathbf{h})]$ ainsi séparées par $\mathbf{h}$. De façon générale, la valeur du semi-variogramme $\gamma_p(\mathbf{h})^*$ augmente en fonction du module de distance h qui sépare les deux valeurs; elle peut également varier en fonction de la direction du vecteur $\mathbf{h}$.

Le plus souvent, on calcule le semi-variogramme expérimental $\gamma_p(h)^*$ à partir de hauteurs de précipitation $p(x_i)$ échantillonnées de façon éparse selon une grille irrégulière superposée à la zone d'intérêt. Ceci amène l'utilisateur à calculer des semi-variogrammes expérimentaux $\gamma_p(h)^*$ en considérant une tolérance sur le pas de distance ainsi qu'une tolérance sur l'azimut de la direction du vecteur distance h .

L'utilisateur doit donc préciser les valeurs des paramètres suivants lors du calcul de semi-variogrammes expérimentaux.

- **Pas de distance:** le pas de distance correspond à la distance de base pour laquelle le semi-variogramme est calculé; dans le cas d'une grille régulière de données, le pas de distance est égal à la maille de la grille; dans le cas d'un échantillonnage irrégulier, le pas de distance est établi en fonction de la distance moyenne minimale entre deux points échantillonnés.
- **Tolérance sur le pas de distance:** dans le cas d'une grille irrégulière, la tolérance est généralement mise égale à la moitié du pas de distance, ce qui permet d'utiliser un nombre maximal de paires de données pour le calcul de chaque valeur expérimentale; en présence d'une grille régulière de données, la tolérance peut être réduite considérablement.
- **Nombre de pas de distance:** le semi-variogramme expérimental n'étant valable que pour des distances inférieures à la moitié de la zone d'étude, le nombre de pas de distance doit être tel que le produit de ce nombre par le pas de distance demeure inférieur à cette limite; le semi-variogramme est alors calculé pour autant de multiples du pas de distance.
- **Nombre de directions:** comme le taux de variabilité spatiale quantifié par le semi-variogramme peut différer en fonction de la direction du vecteur distance h , des semi-variogrammes directionnels sont calculés pour différentes directions; en général, on choisit quatre azimuts espacés de 45 degrés de façon à couvrir toute la zone d'intérêt.
- **Azimuts des directions:** les azimuts sont choisis en fonction des patrons de variabilité spécifiques au phénomène à l'étude; ces azimuts doivent être différents les uns des autres; par défaut, on choisit le plus souvent les azimuts de 0, 45, 90 et 135 degrés, l'azimut 0 correspondant en général à la direction Est.

- **Tolérances sur les azimuths:** a priori, une tolérance de 22.5 degrés de part et d'autre de chacun des quatre azimuths choisis permet de couvrir l'ensemble de la zone d'intérêt sans superposition des angles de tolérance; afin de préciser davantage les axes de variabilité préférentielle et si le nombre de données disponibles est suffisant, l'utilisateur peut dans un second temps réduire la tolérance sur les azimuths. D'autre part, si l'utilisateur désire calculer un semi-variogramme omnidirectionnel, il doit indiquer une tolérance de 90 degrés.

A-1.1 SEMI-VARIOGRAMME STANDARDISE

A l'aide d'un calcul analogue à celui qui produit le semi-variogramme "traditionnel" défini ci-dessus, l'utilisateur peut également calculer un semi-variogramme standardisé pour lequel chaque valeur originale échantillonnée $p(x_i)$ est remplacée par sa valeur standardisée $ps(x_i)$ pour toute location x_i appartenant à la zone S:

$$ps(x_i) = [p(x_i) - par1] / par2$$

où par1 et par2 sont respectivement les paramètres à soustraire et diviseur utilisé dans la procédure de standardisation et initialisés par l'utilisateur. Le semi-variogramme correspondant $\gamma_{ps}(h)^*$ est alors calculé comme suit pour chaque vecteur distance h :

$$\gamma_{ps}(h)^* = \frac{1}{2NP(h)} \sum_{i=1}^{NP(h)} (ps(x_i) - ps(x_i+h))^2$$

Les paramètres par1 et par2 sont le plus souvent identifiés à la moyenne (m_p) et à l'écart-type (σ_p) des valeurs originales échantillonnées $p(x_i)$. Tel que mentionné au chapitre 4, on retrouve également le cas où le paramètre à soustraire est égal à zéro ($par1 = 0$) et où le paramètre diviseur est égal à l'écart-type des données ($par2 = \sigma_p$); le semi-variogramme standardisé peut alors être qualifié de semi-variogramme réduit (Lebel *et al.*, 1987).

A-1.2 SEMI-VARIOGRAMME DE L'INDICATRICE

Encore une fois à l'aide d'un calcul analogue à celui qui produit le semi-variogramme des données originales $p(x_i)$, l'utilisateur peut calculer le semi-variogramme des données indicatrices $indp(vs, x_i)$ correspondantes:

$$\gamma_{\text{indp}}(vs, h)^* = \frac{1}{2NP(h)} \sum_{i=1}^{NP(h)} (\text{indp}(vs, x_i) - \text{indp}(vs, x_i + h))^2$$

où les données indicatrices $\text{indp}(vs, x_i)$ sont définies en fonction d'une valeur-seuil vs initialisée par l'utilisateur:

$$\begin{aligned} \text{indp}(vs, x_i) &= 1 \quad \text{si } p(x_i) > vs \\ &= 0 \quad \text{sinon.} \end{aligned}$$

Tel que mentionné au chapitre 9, ce semi-variogramme sert à l'estimation des probabilités de dépassement de la valeur critique vs (Journel, 1983).

A-2 MODELISATION DES SEMI-VARIOGRAMMES EXPERIMENTAUX

Les valeurs expérimentales des semi-variogrammes définis ci-dessus offrent des caractéristiques spécifiques qui doivent être prises en compte lors de leur modélisation. On introduit donc les paramètres et concepts nécessaires à la modélisation des fonctions structurales ainsi que les cinq modèles mathématiques " définis positifs " (Journel et Huijbregts, 1978) les plus couramment utilisés.

A-2.1 PARAMETRES DU MODELE

Très souvent, la fonction structurale expérimentale apparaît comme une ligne brisée discontinue à l'origine (C_0) et qui croît systématiquement pour atteindre un palier ($C_0 + C$) à une distance (a) appelée portée (figure A-1). La discontinuité est communément appelée **effet de pépité** (C_0), bien que par définition, $\gamma(h) = 0$. Cette discontinuité, s'il en est une, représente le palier d'une micro-structure de variabilité qui ne peut être clairement représentée à partir des valeurs échantillonnées qui servent à calculer la fonction structurale. Les erreurs de mesures des valeurs sont aussi reflétées dans l'effet de pépité. La **portée** est la distance au-delà de laquelle les valeurs de deux points ne sont plus corrélées; elle quantifie le concept intuitif de la zone d'influence du phénomène étudié. La valeur du **palier** ($C_0 + C$) correspond à la valeur du plateau atteint par les courbes expérimentales (incluant la valeur de l'effet de pépité). On doit noter

toutefois que, pour certains phénomènes, le palier des semi-variogrammes expérimentaux peut ne pas exister de sorte que la fonction demeure croissante au-delà des distances maximales de calcul.

A-2.2 ISOTROPIE

Lorsque les fonctions structurales calculées pour différents azimuths coïncident, le phénomène à l'étude est dit "**isotrope**" (figure A-2). Les fonctions structurales directionnelles peuvent alors être remplacées par une fonction moyenne valable pour tous les azimuths. Une telle fonction moyenne est calculée à l'aide d'une tolérance de 90 degrés sur l'azimuth, qui dans ce cas peut être quelconque.

A-2.3 ANISOTROPIE

D'autre part, lorsque les fonctions structurales directionnelles ne coïncident pas, on est en présence d'une anisotropie. On identifie alors les deux axes principaux de variabilité directionnelle, c'est-à-dire les axes perpendiculaires dont les taux de variabilité sont minimal et maximal. Lorsque ces deux axes ne correspondent pas aux azimuths définis par les coordonnées cartésiennes (en général, EO et NS), un **angle de rotation** est utilisé pour relier le système d'axes des coordonnées cartésiennes au système d'axes d'anisotropie principale; cet angle, qui est défini dans le sens contraire des aiguilles d'une montre, est établi entre l'azimuth 0 correspondant à la direction Est (axe des X) et le plus près des axes principaux (nouvel axe des X).

Il faut souligner qu'une anisotropie décelée dans les fonctions structurales directionnelles doit toujours correspondre à une réalité physique du phénomène. En pratique, on reconnaît deux types d'anisotropie.

- Anisotropie géométrique: un palier commun est atteint par les fonctions structurales des deux azimuths principaux (à angle droit) selon des portées différentes; ces portées sont reliées par un rapport d'anisotropie défini comme étant la portée a_x selon le nouvel axe des X sur la portée a_y selon le nouvel axe des Y (figure A-3).
- Anisotropie zonale: des niveaux de variabilité maximale et minimale sont atteints par les fonctions structurales des deux azimuths principaux (à angle droit) alors que des niveaux de variabilité intermédiaires et identiques sont atteints pour les deux azimuths intermédiaires (figure A-4); une structure d'anisotropie zonale n'est valable que pour la composante des distances orientée selon l'azimuth de variabilité maximale.

A-2.4 STRUCTURES EN GIGOGNES

Il se peut que la variabilité quantifiée par $\gamma(h)$ soit due à diverses causes qui se manifestent à des échelles différentes. Par exemple, la variabilité des hauteurs de précipitation peut être générée à 3 niveaux différents: au niveau quasi-ponctuel (pour des distances inférieures à 5 km), l'effet de pépité C_0 reflète les micro-variabilités du phénomène (incluant les erreurs de mesures); puis, $\gamma_1(h)$, dont la portée est inférieure à 100 km, représente la variabilité particulière à des zones orographiques (montagnes, plaines, etc.); enfin, $\gamma_2(h)$, avec une portée de plus de 100 km, caractérise la variabilité de l'ensemble des zones à l'intérieur de la région d'intérêt. Ces diverses sources de variabilité, quantifiées par autant de **structures en gigognes** (Journel et Huijbregts, 1978, p.149), interviennent simultanément pour toutes les distances h , de sorte que:

$$\gamma(h) = C_0 + \gamma_1(h) + \gamma_2(h)$$

A-2.5 STRUCTURES DEFINIES POSITIVES

Afin d'utiliser la fonction structurale à l'intérieur de l'algorithme d'estimation, on ajuste un modèle aux courbes expérimentales à l'aide de fonctions mathématiques "définies positives" qui assurent des variances d'estimation positives lors du krigeage (Journel et Huijbregts, 1978, p.35). En plus de l'**effet de pépité pur**, les modèles définis positifs les plus couramment utilisés en géostatistique sont les modèles **sphérique**, **exponentiel**, à **puissance** et à **effet de trou**, chacun étant défini à l'aide de deux paramètres (Journel et Huijbregts, 1978, pp.161-195).

- effet de pépité pur avec **palier** (C_0) et **micro-portée** (ϵ) :

$$\gamma(h) = C_0 \qquad h > \epsilon$$

- modèle sphérique avec **palier** (C) et **portée** (a):

$$\begin{aligned} \gamma(h) &= C \cdot [1.5(h/a) - 0.5 (h/a)^3] = \text{Sph}(C, a) & 0 < h \leq a \\ &= C & h > a \end{aligned}$$

- modèle exponentiel avec **palier** (C) et **portée apparente** (=3a):

$$\gamma(h) = C \cdot [1 - e^{(-h/a)}] = \text{Exp}(C, a) \quad h > 0$$

- modèle à puissance avec **pente** (C) et **puissance** (a) $\in (0,2)$:

$$\gamma(h) = C \cdot h^a = \text{Puis}(C, a) \quad h > 0$$

- modèle à effet de trou (sinus) avec **palier** (C) et **amplitude** (a):

$$\gamma(h) = C \cdot [1 - (\sin(ah)/ah)] = \text{Trou}(C, a) \quad h > 0$$

On retrouve des illustrations de ces différents modèles aux figures A-5 à A-9.

A-2.6 AJUSTEMENT DU MODELE

Lors de l'ajustement d'un modèle mathématique aux fonctions structurales expérimentales, l'utilisateur doit entrer les valeurs des paramètres suivants:

- **Effet de pépité:** l'effet de pépité est la valeur de l'ordonnée à l'origine établie en extrapolant les valeurs expérimentales des fonctions structurales calculées. Un modèle à effet de pépité pur caractérise une absence de corrélation spatiale.
- **Nombre de structures en gigognes:** le nombre de structures en gigognes correspond au nombre de structures superposées nécessaires à la description des valeurs expérimentales des fonctions structurales calculées; en pratique, ce nombre, qui exclut l'effet de pépité, dépasse rarement deux structures.
- **Type de structure:** pour chacune des structures en gigognes, l'utilisateur indique le type de structure en fonction des courbes expérimentales obtenues; il peut choisir entre les types sphérique, exponentiel, à puissance ou à effet de trou.
- **Type d'anisotropie:** pour chacune des structures en gigognes, l'utilisateur doit préciser si elle est isotrope ou anisotrope et, dans le second cas, indiquer le type d'anisotropie et répondre à l'une des questions suivantes.

ZONALE - Axe selon lequel la structure anisotrope zonale est valide ?

L'utilisateur indique l'axe (X ou Y après rotation) selon lequel la structure est valide.

GEOMETRIQUE - Rapport des portées selon les axes d'anisotropie principale ?

Ce rapport doit représenter la portée selon l'axe X (après rotation) sur la portée selon l'axe Y (après rotation). En pratique, une anisotropie géométrique n'est possible que pour les modèles sphérique et exponentiel.

- **Angle de rotation:** pour chacune des structures en gigognes caractérisée par une anisotropie, l'utilisateur doit préciser l'angle de rotation (positif dans le sens contraire des aiguilles d'une montre) entre l'axe X original des coordonnées (direction Est) et le nouvel axe X correspondant à l'un des deux azimuts d'anisotropie principale; lorsque cet angle est égal à 0, l'anisotropie est orientée selon les axes originaux des coordonnées; en présence d'isotropie, cet angle est ignoré.
- **Premier paramètre de la structure:** pour chacune des structures en gigognes, le premier paramètre correspond au palier des courbes expérimentales moins l'effet de pépité (pour une structure de type sphérique, exponentiel ou à effet de trou) ou à la pente des courbes expérimentales (pour une structure de type puissance).
- **Second paramètre de la structure:** pour chacune des structures en gigognes, le second paramètre correspond à la portée des courbes expérimentales (sphérique), au tiers de la portée des courbes expérimentales (exponentiel), à l'exposant entre 0 et 2 de la pente des courbes expérimentales (puissance) ou à l'amplitude du sinus des courbes expérimentales (effet de trou). Dans le cas d'une anisotropie géométrique, le second paramètre à entrer correspond à la portée selon l'axe X (après rotation s'il y a lieu).

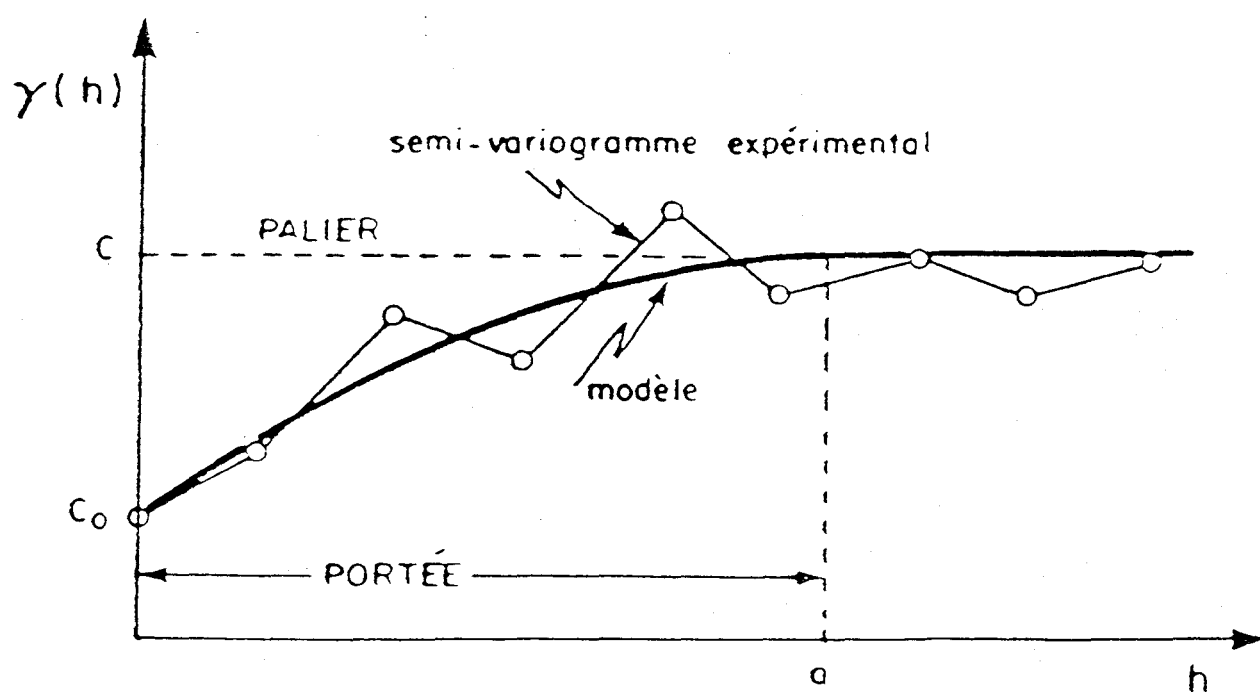


FIGURE A-1 - Paramètres d'un modèle mathématique à palier ajusté aux valeurs expérimentales d'une fonction structurale.

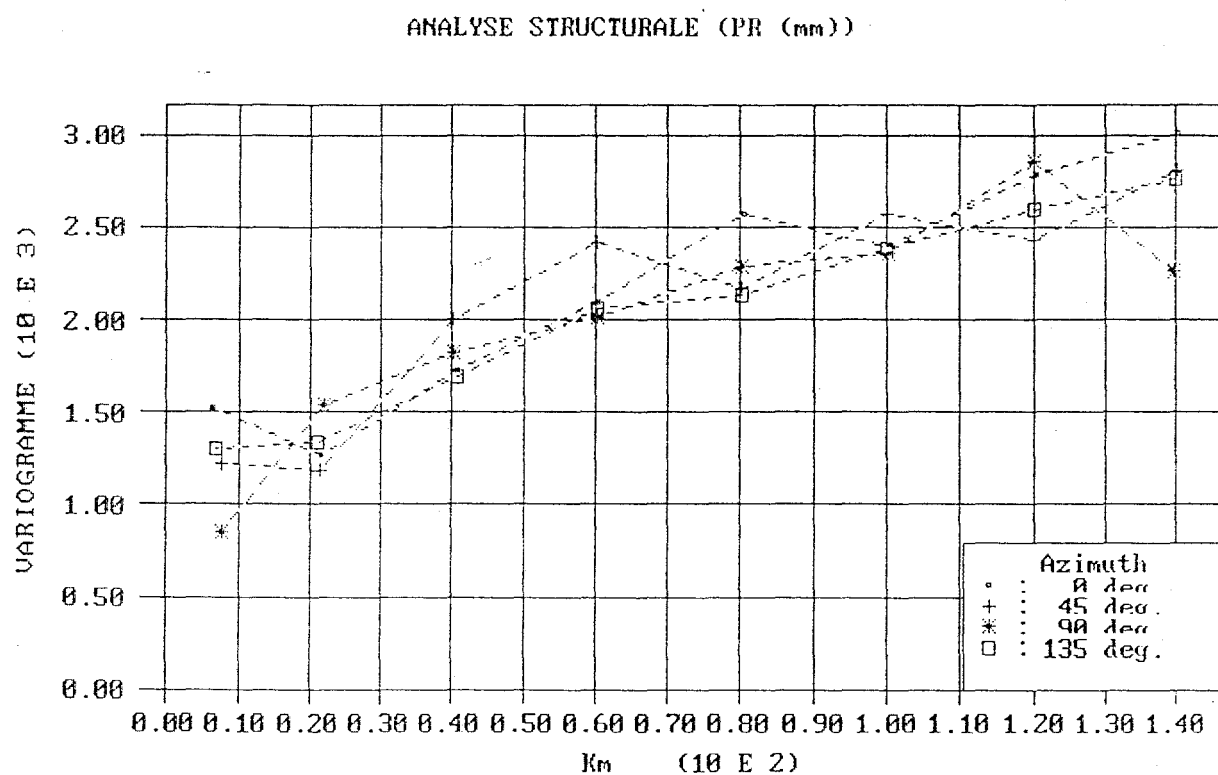


FIGURE A-2 - Exemple d'un phénomène dont la structure de variabilité est isotropique.

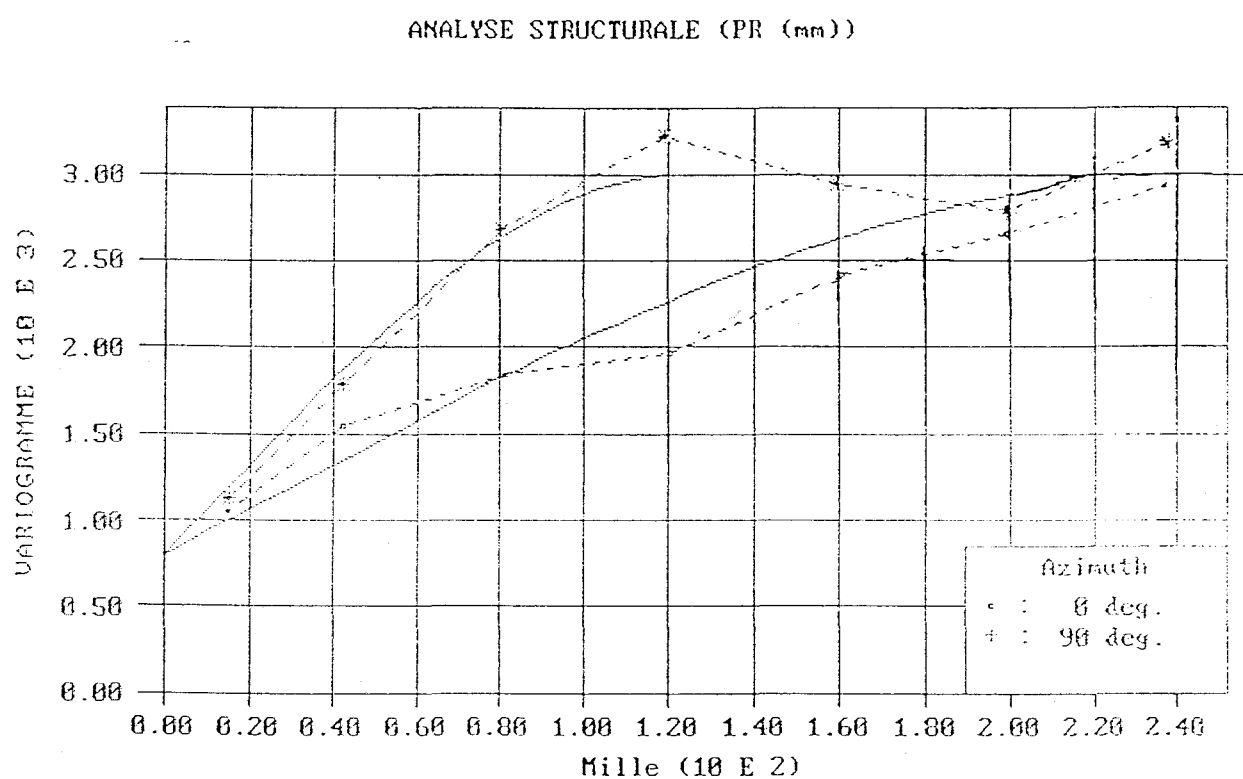


FIGURE A-3 - Exemple d'un phénomène dont la structure de variabilité directionnelle montre une anisotropie géométrique ($a_0/a_{90} = 2$).

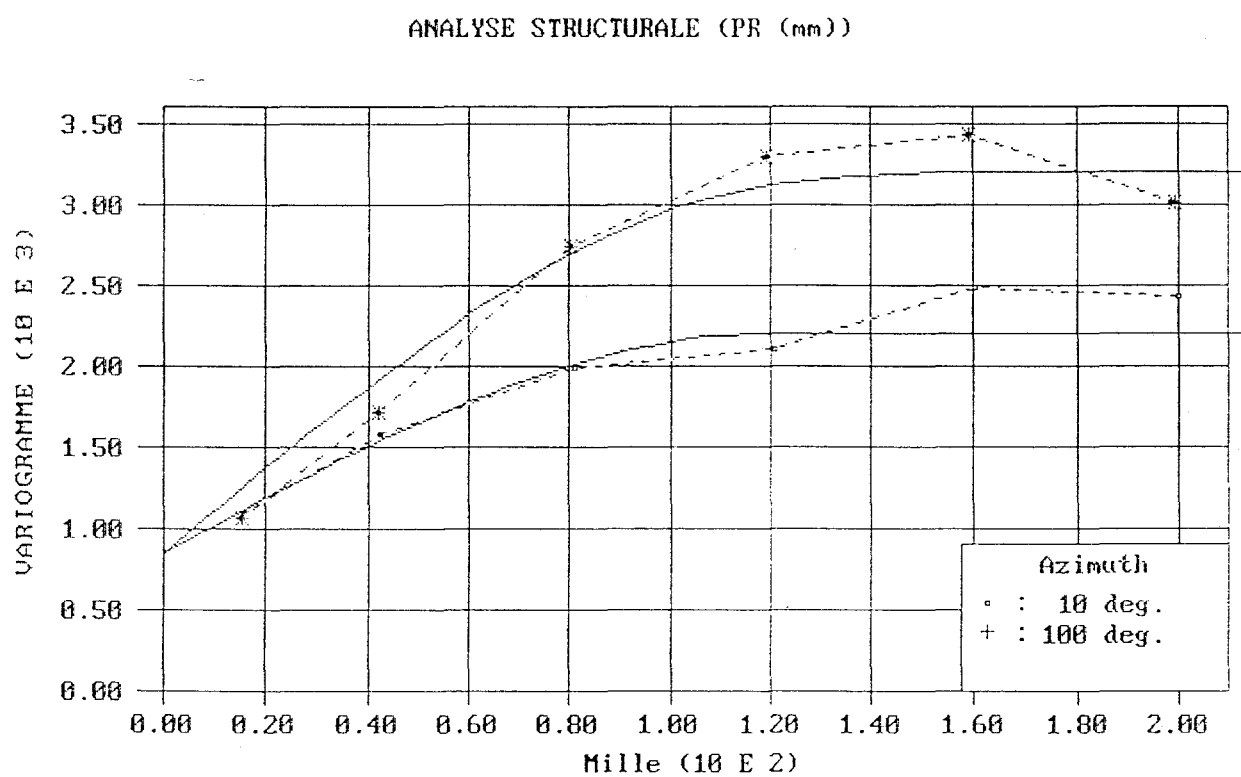


FIGURE A-4 - Exemple d'un phénomène dont la structure de variabilité directionnelle montre une anisotropie zonale (à 100 degrés).

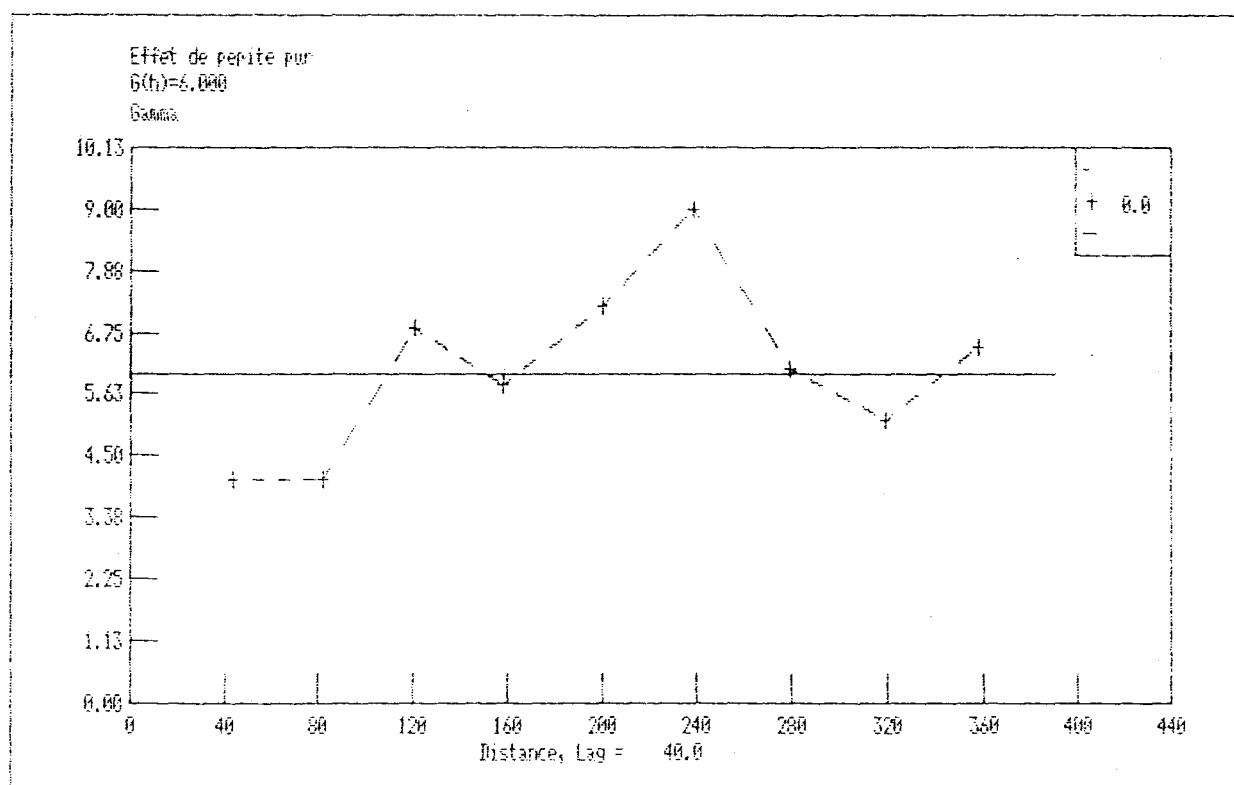


FIGURE A-5 - Exemple d'un modèle à effet de pépité pur: $C0 = 6.0$.

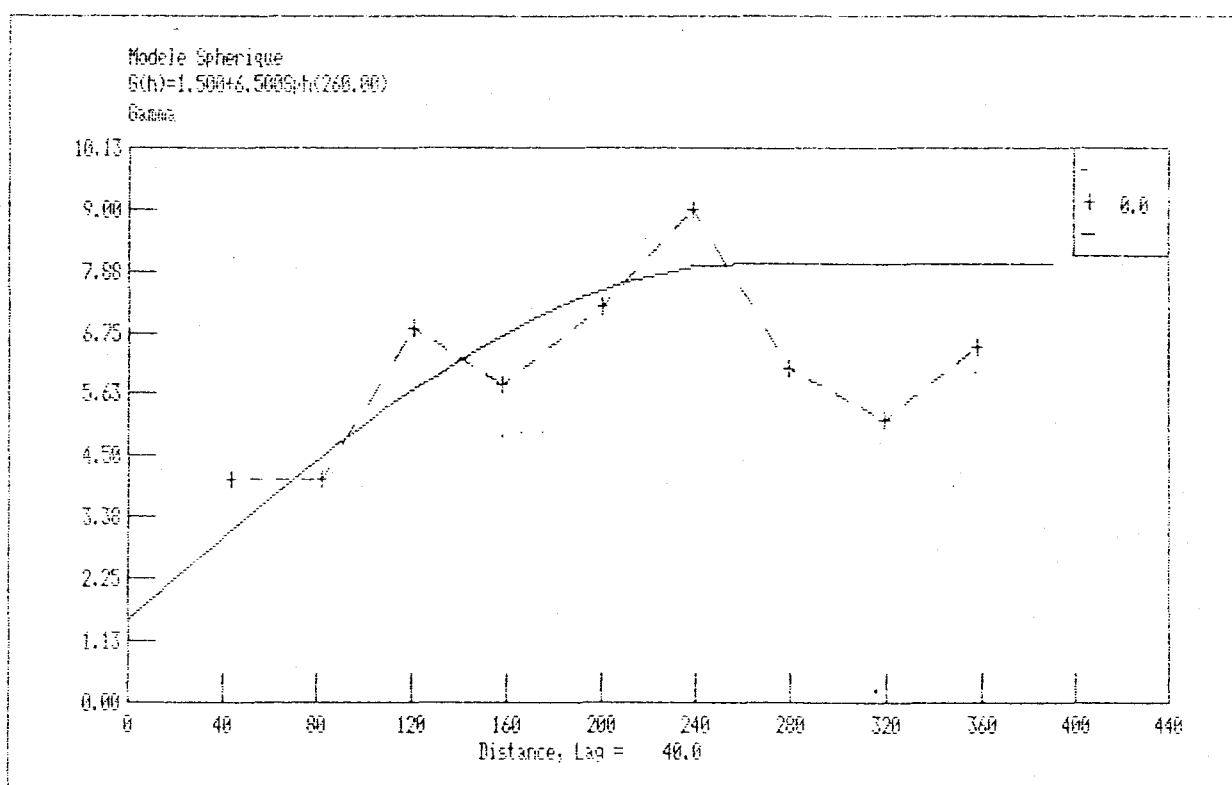


FIGURE A-6 - Exemple d'un modèle sphérique: $C_0 = 1.5$; $C = 6.5$; $a = 260$.

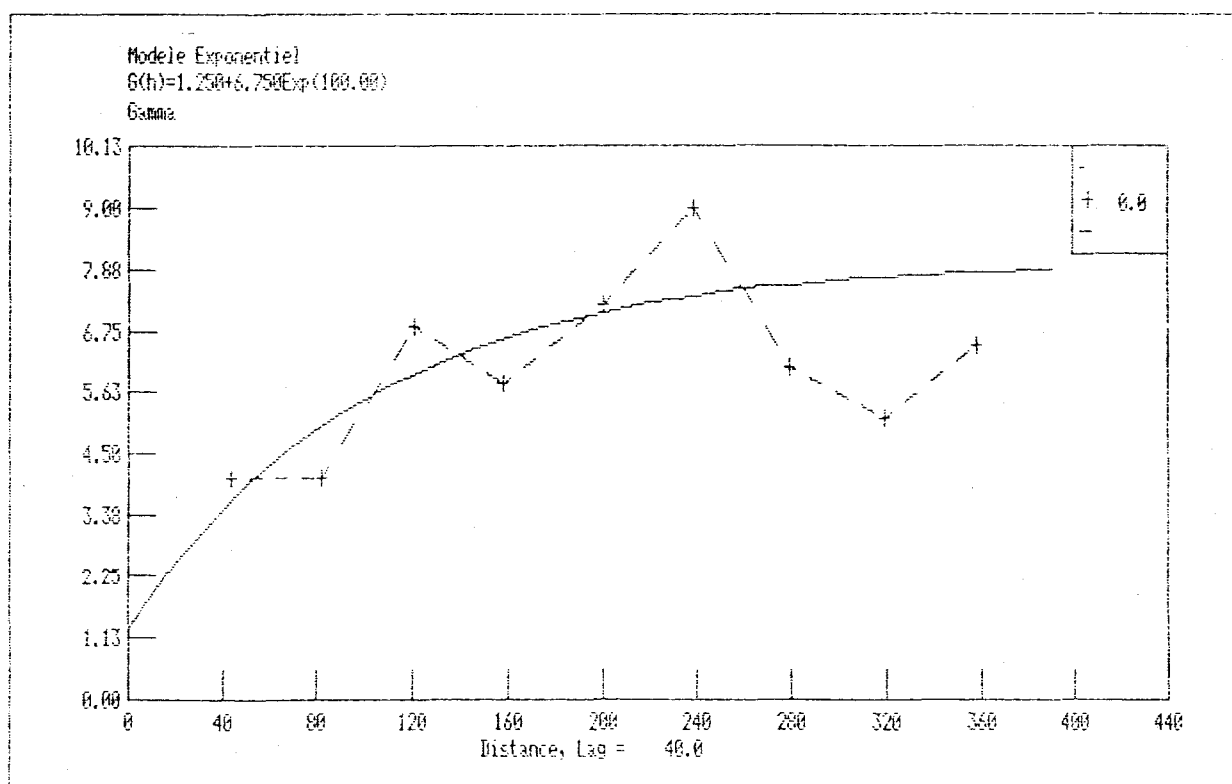


FIGURE A-7 - Exemple d'un modèle exponentiel: $C_0 = 1.25$; $C = 6.75$; $a = 100$.

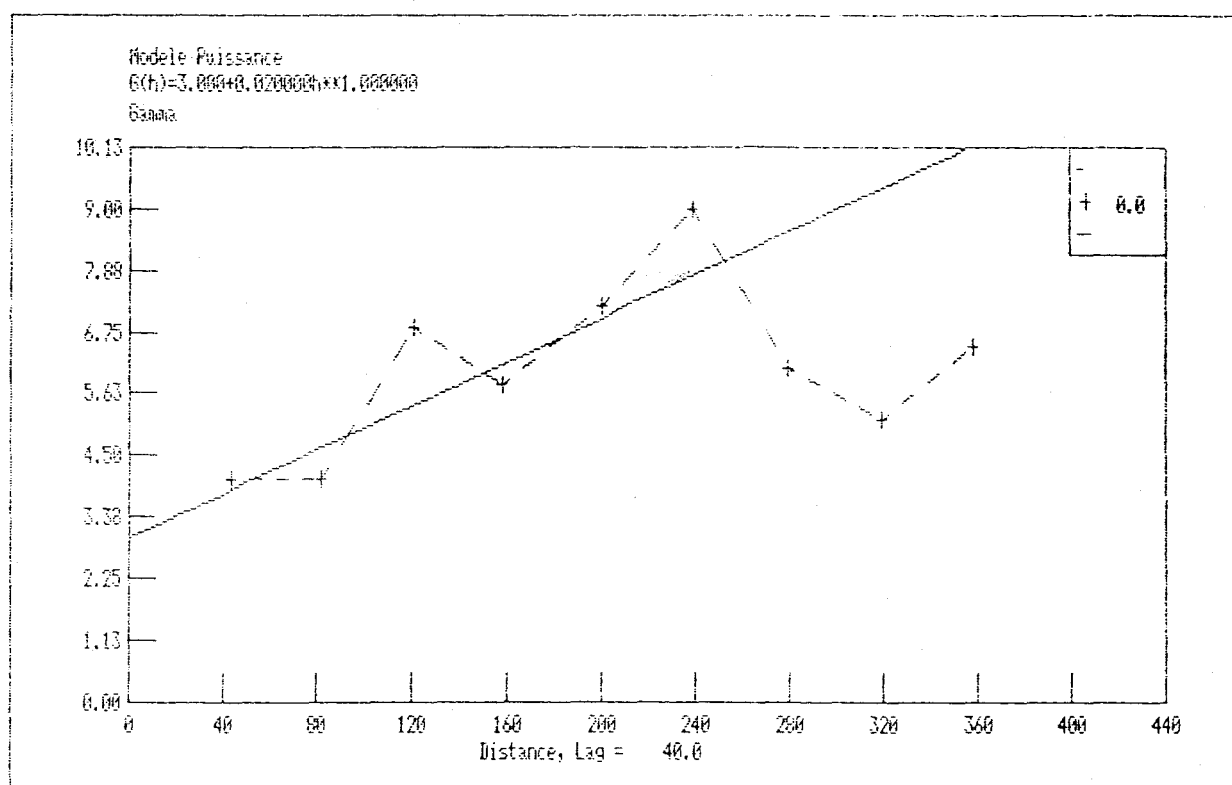


FIGURE A-8 - Exemple d'un modèle à puissance: $C_0 = 3.0$; $C = 0.02$; $a = 1$.

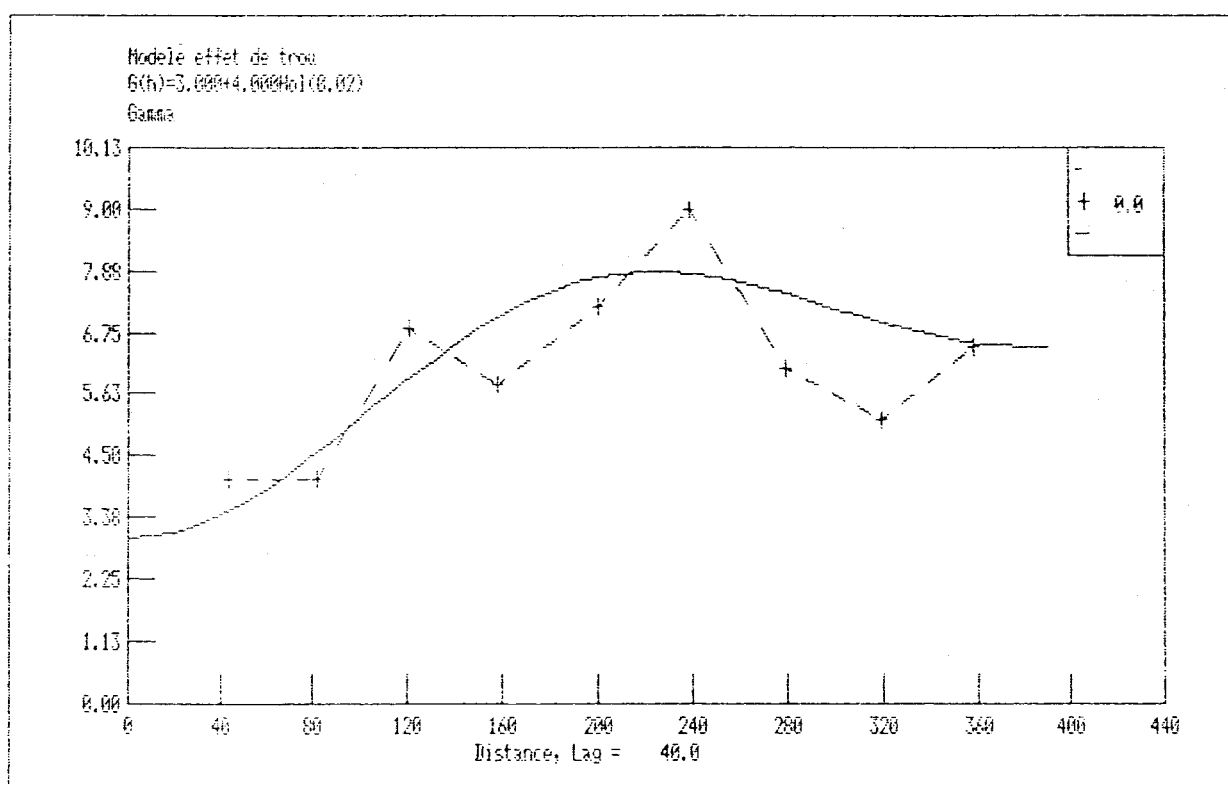


FIGURE A-9 - Exemple d'un modèle à effet de trou: $C0 = 3.0$; $C = 4.0$; $a = 0.02$.

ANNEXE B

ANNEXE B: LE CHOIX DES VARIABLES DE TRAVAIL DANS L'ESTIMATION DES CONCENTRATIONS

Tel que traité dans Guertin *et al.* (1988), le choix des variables de travail dans l'estimation des concentrations est rarement évident, de sorte qu'il est important de procéder à certaines vérifications qui guident le choix de l'usager. Bien que souvent les valeurs estimées selon les deux approches proposées, soit l'estimation par quotient et le krigeage direct, ne diffèrent pas de façon importante au niveau global, il demeure essentiel d'optimiser la procédure afin d'assurer des résultats locaux fiables, tant au niveau des valeurs estimées que de leur risque associé.

Par exemple, dans l'application basée sur l'information relevée au cours du printemps 1985, les données de concentrations de cette saison ne sont pas considérées comme étant additives à la suite des vérifications de la section 3.9. L'estimation des concentrations est donc réalisée en faisant le quotient des dépôts krigés par les hauteurs de précipitation krigées correspondantes. Afin de vérifier l'impact d'un tel choix, on présente ci-dessous les résultats d'estimation par krigeage direct basé sur le semi-variogramme omnidirectionnel des 35 données de concentrations de la zone active (figure B-1). On remarque entre autres que la distance maximale d'ajustement du modèle du semi-variogramme est de 400 km, ce qui permet d'utiliser un rayon de recherche de 200 km lors du krigeage. Les statistiques principales des résultats des deux approches d'estimation sont présentées au tableau B-1.

ESTIMATION DES CONCENTRATIONS ($\mu\text{eq/l}$)			
	QUOTIENT	KRIGEAGE	KRIGEAGE
#	28/40	34/40	28/40
m	57.8	54.8	54.6
var	171	68.9	81.4
m(ve)	121	46.4	37.0
m(ete)	10.3	6.5	5.9

TABLEAU B-1 - Comparaison des résultats d'estimation par quotient et par krigeage des concentrations en ions sulfates - Printemps 1985.

On constate tout d'abord que l'approche par krigeage direct (colonne 2) permet d'estimer 34 des 40 unités de surface couvrant la zone active tandis que seulement 28 unités sont estimées par quotient (colonne 1). On remarque aussi que les moyenne et variance des 34 valeurs krigées sont inférieures aux moyenne et variance des 28 valeurs estimées par quotient et que cette observation est également valable lorsqu'on ne considère que les 28 unités de surface estimées par les deux approches (i.e., si on compare les colonnes 1 et 3). La réduction de la variance des valeurs krigées par rapport à celle des données originales ponctuelles ($170 (\mu\text{eq/l})^2$, tableau 3) s'explique par l'effet de lissage du krigeage et par le passage du support ponctuel des données aux unités de surface estimées ($125 \times 125 \text{ km}^2$). D'autre part, la forte variance des valeurs estimées par quotient contredit même le lissage normalement associé au changement de support: la variance des concentrations des unités de surface estimées par quotient ($171 (\mu\text{eq/l})^2$, tableau B-1) est légèrement supérieure à celle des données ponctuelles de concentrations ($170 (\mu\text{eq/l})^2$, tableau 3). Ce résultat, quoique surprenant à prime abord, peut être expliqué par l'information additionnelle provenant des hauteurs de précipitation prises en compte lors de l'estimation par quotient et dont le taux de variabilité n'est pas négligeable par rapport à celui des concentrations ($\sigma/m_{\text{PR}} = \sigma/m_{\text{CO}} = .24$, tableau 5). En effet, cet écart notable entre les variances des valeurs krigées et estimées par quotient est principalement causé par quelques valeurs extrêmes obtenues par quotient (figure B-2) et situées en bordure de la zone active où l'information est limitée (figures B-3 et B-4).

Ces observations sont confirmées par les cartes d'isocontours des valeurs krigées (figure B-5) et des valeurs estimées par quotient (figure B-6). On remarque que le patron de répartition esquissé par les données de concentrations (figure B-7) est mieux reproduit par les valeurs krigées (figure B-5) que par les valeurs estimées par quotient (figure B-6); ces dernières contiennent toutefois une information supplémentaire non négligeable provenant des hauteurs de précipitation.

En ce qui concerne la prédiction du risque associé aux valeurs estimées, l'erreur prédite (quantifiée par l'écart-type d'estimation) par krigeage est systématiquement inférieure à l'erreur prédite selon l'approche par quotient (figure B-8). Les orientations des patrons de répartition des erreurs prédites demeurent toutefois similaires selon les deux approches (figures B-9 et B-10).

On peut donc conclure que, dans ce cas particulier, les résultats d'estimation des concentrations par quotient et krigeage diffèrent de façon significative tant au niveau des

valeurs estimées que de l'erreur prédite. Bien qu'on ne puisse en déduire avec certitude que l'approche par quotient soit supérieure, elle demeure préférable tant à cause des vérifications du caractère non-additif de la concentration, que par l'intégration de l'information additionnelle des hauteurs de précipitation et la prédiction conservatrice de l'erreur d'estimation.

Enfin, les résultats de cette comparaison, qui sont très similaires à ceux obtenus par Guertin et al. (1988), soulignent la nécessité de vérifier l'additivité de la variable concentration surtout lorsque des résultats locaux sont désirés.

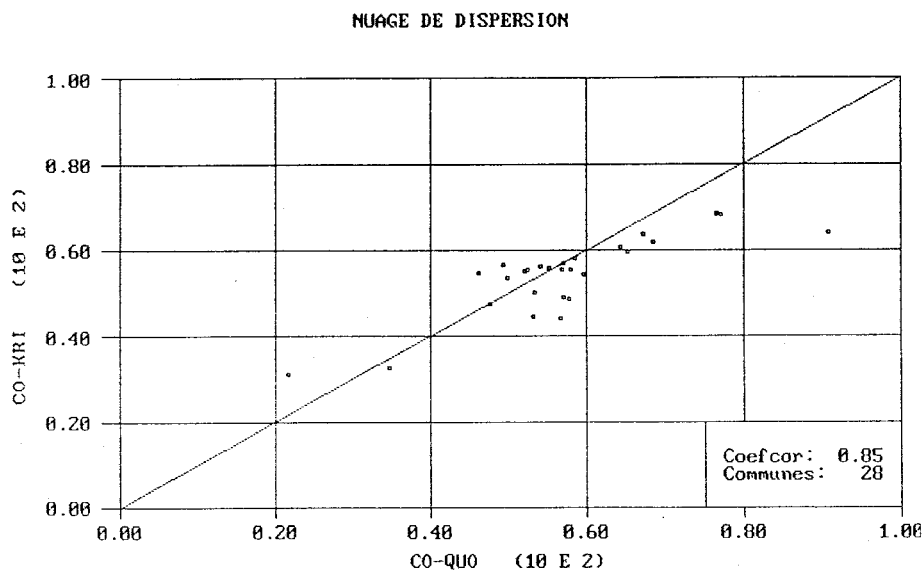
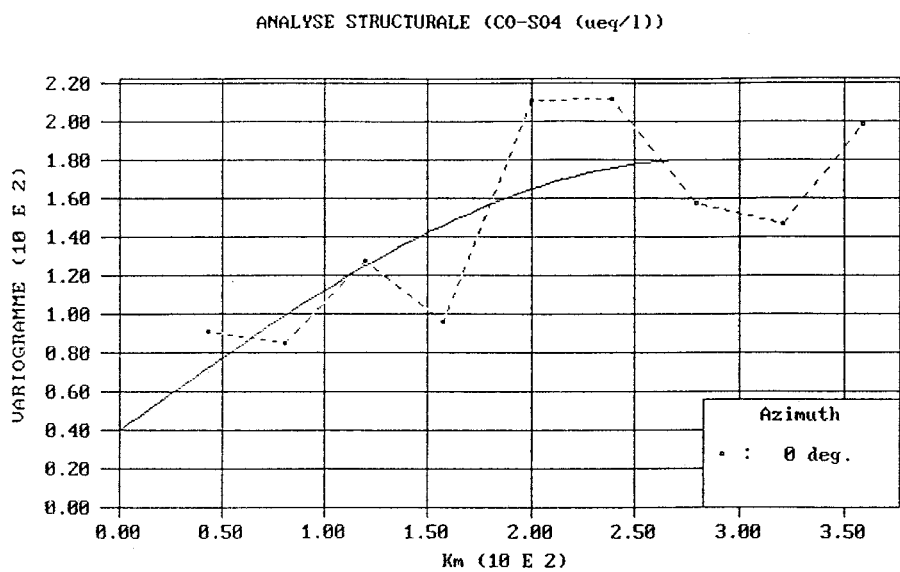


FIGURE B-1 - Semi-variogramme omnidirectionnel des 35 données actives de concentrations en ions sulfates et modèle isotropique ajusté aux valeurs expérimentales - Printemps 1985.

FIGURE B-2 - Diagramme de dispersion des valeurs de concentrations en ions sulfates estimées par quotient et par krigeage - Printemps 1985.

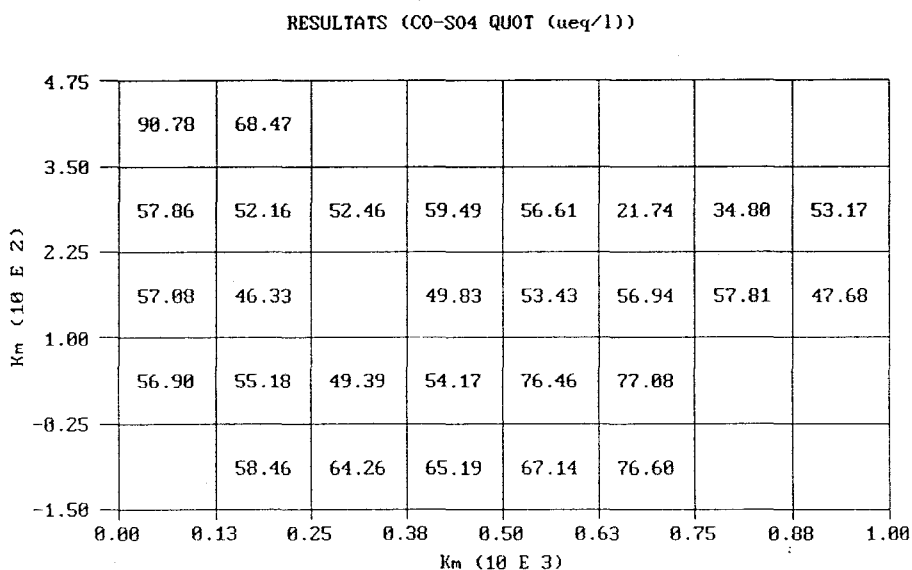
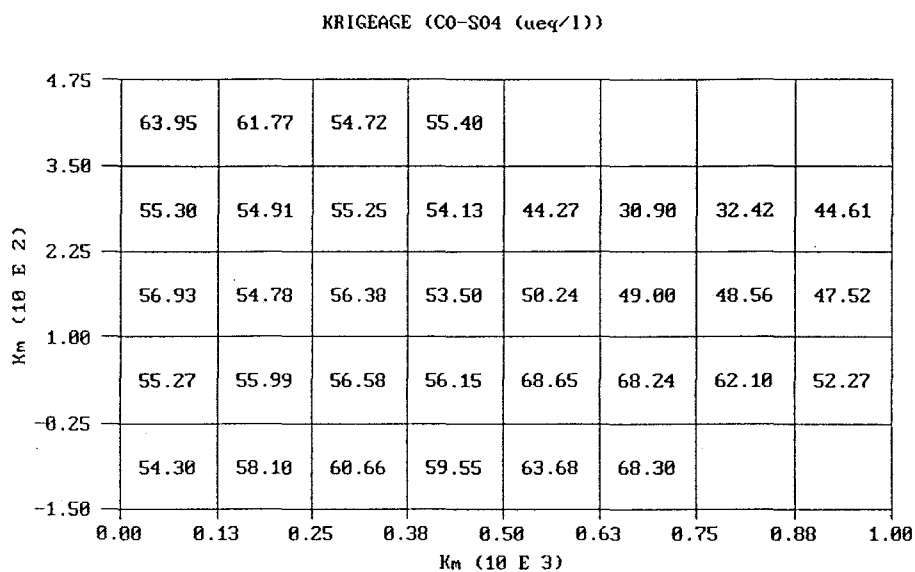


FIGURE B-3 - Grille des concentrations en ions sulfates krigées - Printemps 1985.

FIGURE B-4 - Grille des concentrations en ions sulfates estimées par quotient - Printemps 1985.

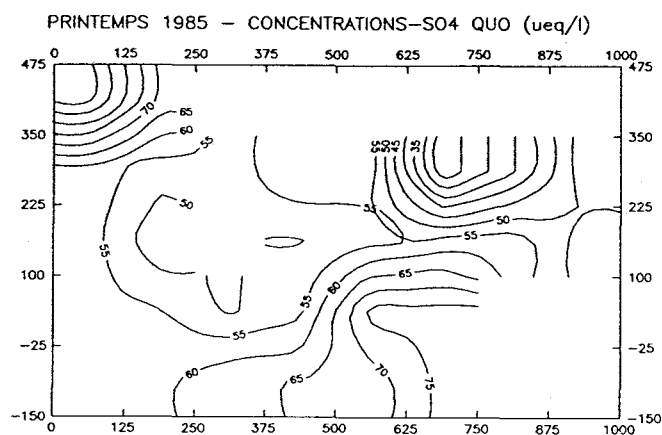
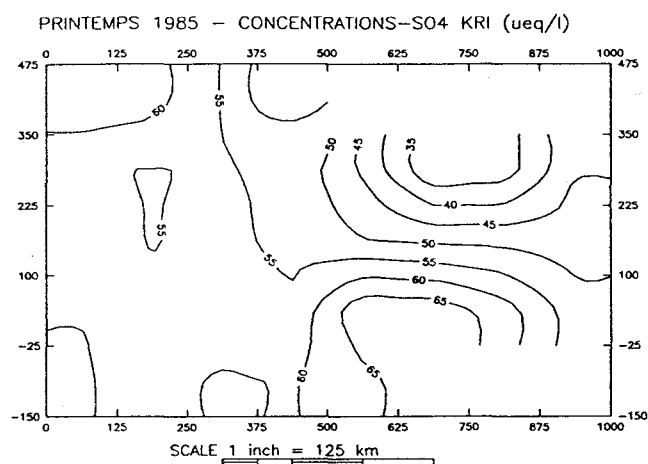


FIGURE B-5 - Isocontours des concentrations en ions sulfates krigées - Printemps 1985.

FIGURE B-6 - Isocontours des concentrations en ions sulfates estimées par quotient - Printemps 1985.

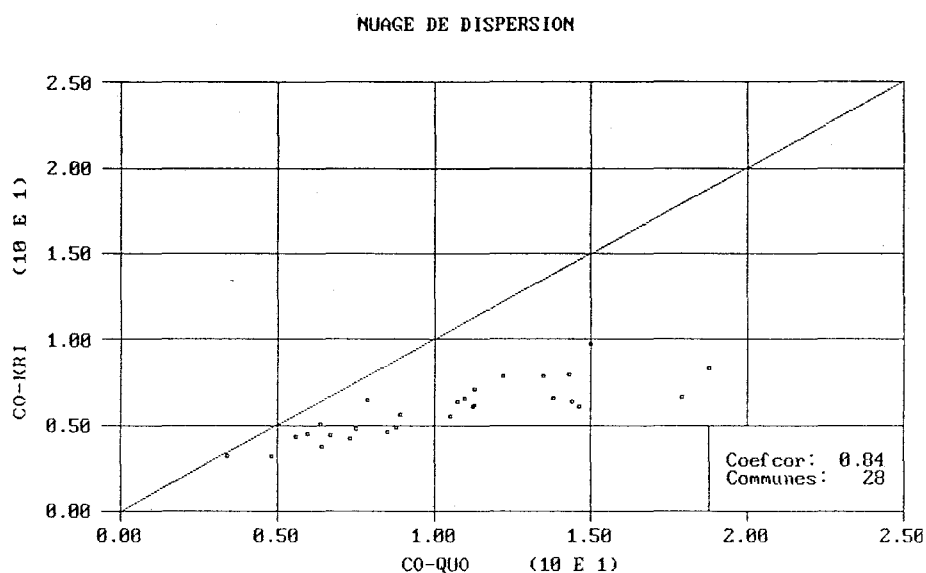
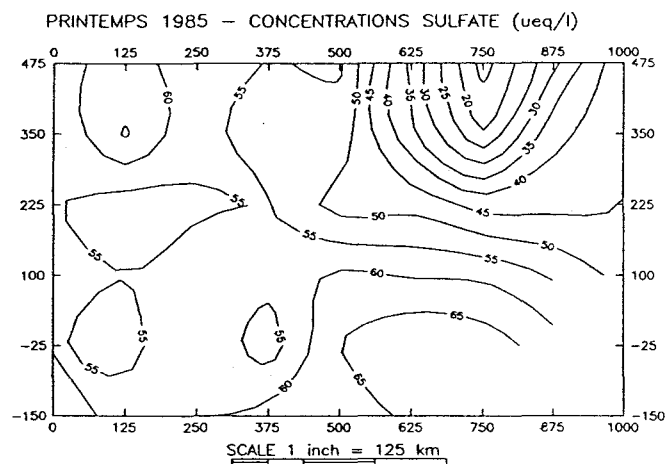


FIGURE B-7 - Isocontours des 35 données actives de concentrations en ions sulfates - Printemps 1985.

FIGURE B-8 - Diagramme de dispersion des écarts-types d'estimation associés aux concentrations en ions sulfates estimées par quotient et par krigeage - Printemps 1985.

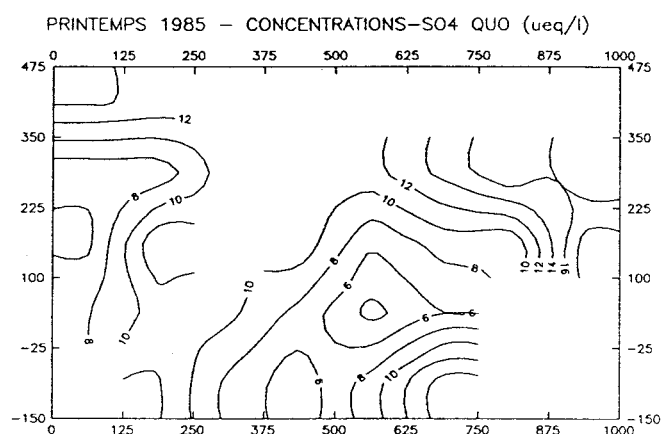
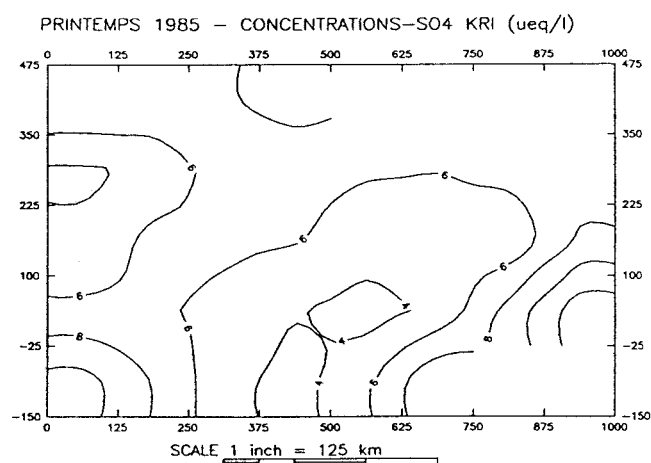


FIGURE B-9 - Isocontours des écarts-types d'estimation associés aux concentrations en ions sulfates obtenues par krigeage - Printemps 1985.

FIGURE B-10 - Isocontours des écarts-types d'estimation associés aux concentrations en ions sulfates obtenues par quotient - Printemps 1985.